Route des Monts de Lavaux 1
1015 BELMONT sur LAUSANNE
+41 (0)21 728 63 61

TRAVAIL DE RECHERCHE
N°165.03

FIABILITE INTRA ET INTER-TESTEUR DU TEST DE DOWNING OU DU TEST D'ALLONGEMENT-RACCOURCISSEMENT DU MEMBRE INFERIEUR

Présenté et soutenu publiquement à
Belmont-sur-Lausanne le 30 janvier 2004

DIRECTEUR DE RECHERCHE :
DR JULES RIPPSTEIN,
Chirurgien-orthopédiste FMH,
ancien Chef de Clinique

INVESTIGATEUR :
PAUL VAUCHER,
Ostéopathe FOH,
assistant de recherche à l'ESO

FIABILITÉ INTRA ET INTER-TESTEUR DU TEST DE DOWNING OU TEST D'ALLONGEMENT-RACCOURCISSEMENT DU MEMBRE INFÉRIEUR

DATE DE L'ACCEPTATION DU PROTOCOLE: 12 NOVEMBRE 2003

DATES DE LA RÉCOLTE DES DONNÉES : 24-25 NOVEMBRE 2003

DATES DE LA DÉFENSE : 30 JANVIER 2004

INVESTIGATEUR RESPONSABLE : PAUL VAUCHER, Ostéopathe diplômé FOH

CENTRE OSTÉOPATHIQUE
CH. DES PINCELEUSES 8
2015 AREUSE
TEL : 078 788 33 66

CO-INVESTIGATEURS & COLLABORATEURS:

DIMITRI ZURCHER, ostéopathe diplômé, assistant au Centre Ostéopathique d'Areuse

SIMON MONNIN, ostéopathe diplômé, assistant à la Policlinique Ostéopathique de Belmont

GUIDO FANTONI, ostéopathe diplômé, assistant chez Stéphanie Bernard ostéopathe FOH

NOÉMIE MASSIN, ostéopathe diplômé, assistante chez Rénée Perrin-Duc ostéopathe MRSO

MATHIAS BEROVALIS, étudiant en ostéopathie, stagiaire chez Vincent Guyot, ostéopathe MRSO

DIRECTEUR DE RECHERCHE : DR JULES RIPPSTEIN, Chirurgien-Orthopédiste FMH

CHEMIN DES PIERRETTES
1093 LA CONVERSION
TEL : 021 791 12 39

LIEU DE L'ÉTUDE : ECOLE SUISSE D'OSTÉOPATHIE,
Rt. Des Monts de Lavaux 1,
1092 BELMONT sur Lausanne
Tel : 021 728 61 63

MODE D'EMPLOI

Nous avons opté de présenter ce travail à l'aide de trois supports :

- le corps du travail
- les annexes
- Un CD-ROM

Les versions écrites permettent une lecture aisée et simultanée entre les informations se trouvant dans le corps du travail et les annexes.

Vous trouverez, entre autre, dans les annexes une liste alphabétique de toutes les abréviations utilisées dans ce travail.

L'impression a été faite en noir et blanc pour des raisons techniques ce qui peut rendre la compréhension des graphiques plus difficile. Pour cela nous avons joint au travail un CD-ROM comprenant l'ensemble du document en couleur.

En plus de la présentation couleur des deux documents écrits, le CD-ROM contient également une présentation Power Point du travail.

Vous pouvez demander une copie de ce document par courrier électronique à l'adresse suivante :

osteopathe@bluewin.ch

Ces documents vous seront transmis en format PDF avec les images en qualité réduite.

Bonne lecture

L'investigateur

Paul Vaucher

1 TABLE DES MATIÈRES

2 TABLE DES MATIÈRES DES ANNEXES

3 CURRICULUM VITAE DE L'INVESTIGATEUR

PAUL VAUCHER
Ostéopathe FOH
8, Ch. des Pinceleuses
2015 AREUSE
Tél : 032/ 841 65 19
E-Mail : osteopathe@bluewin.ch

1 septembre 1975
Suisse

DIPLOMES

• **ECOLE SUISSE D'OSTEOPATHIE**	1996-2002
• MATURITE FEDERALE au Collège de l'abbaye de St-Maurice en section scientifique	1996

ACTIVITE PROFESSIONNELLE

• Ostéopathe au CENTRE OSTEOPATHIQUE D'AREUSE	2002-2004
• ASSISTANT DE RECHERCHE à l'Ecole Suisse d'Ostéopathie	2002-2004
• Adjoint de recherche à la POLICLINIQUE MEDICALE UNIVERSITAIRE	2001-2004

LANGUES

- Bilingue français - anglais
- Allemand : niveau maturité

TITRES

• Président de la commission déontologique de la FOH	2002-2004
• Président de l'Association Suisse des Etudiants en Ostéopathie	1999-2001
• Rédacteur en chef de la Revue Ostéopathique	2003-2004
• Rédacteur en chef adjoint du Journal des Etudiants de l'ESO	1999-2000
• Prix de mérite et de distinction de l'ESO	2002
• Prix de mérite de L'Association des Anciens de St-Maurice	1996

PUBLICATIONS

- N. Junod, B. Favrat, P. Vaucher, M. Vannotti, A. Pécoud, Patients d'institution – Patients en cabinet privé: quel choix?, Forum Med Suisse 2002;8:20s
- P. Bodenmann, N. Murith, B. Favrat, P. Vaucher, M. Vannotti, J. Cornuz, A. Pécoud, J. Zellweger, Perception des méfaits du tabac et prise en charge médicale: sommes-nous tous égaux? Forum Med Suisse 2002;8:14s

4 REMERCIEMENTS

Nous remercions :

- **Paul Klein**, responsable de l'Unité de Recherche en Thérapie Manuelle à l'Université Libre de Bruxelles et enseignant de biomécanique à l'ESO, pour ses conseils précieux en méthodologie
- **David Bonjour**, ostéopathe et enseignant de physiologie à l'ESO, pour sa lecture et ses corrections
- **Claude Tinturier**, directeur académique de l'ESO, responsable du module de recherche, pour ses critiques constructives
- **Françoise Secretan**, infirmière de recherche à la PMU, pour ses critiques concernant l'organisation d'une recherche
- **Bernard Collet**, collaborateur scientifique à l'ESO, pour son aide en statistique
- **Les membre de la Sous-Commission I** de la Commission d'Ethique de la faculté de Médecine de Lausanne pour leur travail bénévole constructif
- **Peggy Rutter** pour son site http://www.kalindra.com/sacroiliac.htm permettant d'accéder à des sources difficiles à obtenir
- **Bernard Ebenegger et Serge Tixa**, pour leurs explications concernant le test de Downing
- **Elisabeth Villard**, secrétaire de l'ESO, pour sa gentillesse, sa disponibilité et son sens de l'organisation
- **Guido Fantoni**, **Noémie Massin**, **Simon Monnin**, **Dimitri Zurcher**, ostéopathes assistants pour leur participation à la récolte des données en tant qu'examinateurs
- **Mathias Berovalis** , ostéopathe stagiaire, pour son aide et son efficacité en tant qu'organisateur et récolteur des données lors des deux phases de l'étude
- **Esther Rehacek**, **Lars Heinz**, **Florian Walzinger et Laurent Hirt** pour les photos

5 RÉSUMÉS

Titre: Fiabilité intra et inter-testeur du test de Downing ou du test d'allongement-raccourcissement du membre inférieur.

Etat des connaissances: Les tests sacro-iliaques sont fréquemment utilisés en thérapies manuelles pour poser le diagnostic de dysfonction sacro-iliaque (SIJD). Et ceci malgré le fait que la plupart des tests utilisés cliniquement ne semblent ne pas être reproductibles.

Objectif: Pour évaluer la fiabilité intra-testeur et inter-testeur du test de Downing, nous avons posé comme hypothèse que le test d'allongement et de raccourcissement présentent au moins un coefficient de corrélation intraclasse de 0.75.

Méthodologie: Nous avons recruté des sujets présentant un syndrome sacro-iliaque par un sondage empirique. Chaque articulation a ensuite été testée six fois par le même testeur pour évaluer la fiabilité intra-testeur et cinq fois par cinq testeurs pour évaluer la fiabilité inter-testeur. Nous avons utilisé trois appareils de mesure différents pour évaluer les effets de chaque manœuvre.

Résultats Au total, 12 articulations ont été étudiées par 1'980 mesures. La fiabilité intra-testeur donna au mieux un coefficient de corrélation intraclasse (ICC) de 0.47 (IC=95%: 0.23-0.75) pour le test d'allongement et 0.37 (IC=95%: 0.09-0.70) pour le test de raccourcissement. Notre hypothèse a donc été rejetée pour la fiabilité intra-testeur avec une puissance de 95.2% pour le test d'allongement, de 98.0% pour le test de raccourcissement et de respectivement 99.7% et 99.8% pour la fiabilité inter-testeur. Ces résultats évoquent une mauvaise fiabilité. Nous n'avons trouvé aucune corrélation entre les effets d'allongement et les effets de raccourcissement sur le même membre. Nous n'avons remarqué aucune différence des effets des manœuvres entre les articulations présentant une douleur sacro-iliaque et celles ne le présentant pas.

Conclusions Notre étude ne justifie pas l'utilisation du test de Downing pour identifier cliniquement une restriction de mobilité sacro-iliaque.

Study Design: The lengthening-shortening test was evaluated in an intra and interrater reliability study.

Objectives: To determine whether a quantitative mobility test of the sacroiliac joint, also known as Downing's test, is reliable enough to be used clinically.

Summary of Background Data: Sacroiliac joint tests are commonly used for the diagnosis of sacroiliac joint dysfunction (SIJD) despite the fact that most mobility and static palpation tests appear to be unreliable.

Methods: A convenience sampling method was used to find 6 volunteer patients with sacroiliac syndrome. Intraclass correlation coefficients was calculated by testing 6 times both joints by one rater for intrarater reliability and five times by five raters for interrater reliability. Three different measuring methods were used to evaluate effects of each test using a measuring tape, a caliper rule and a special measuring device designed for the study.

Results: Data showed poor intrarater reliability for the lengthening test (ICC=0.47; CI=95%: 0.23-0.75) and for the shortening test (ICC=0.37; IC=95%: 0.09-0.70). Interrater reliability was worse with respectively an ICC=0.11 (CI=95%: -0.03-0.39) and an ICC=0.02 (CI=95%: -0.11-0.32). Furthermore functional lengthening or shortening of lower limb were not more important on painless joints than on those considered to be painful.

Conclusions: Results of this study do not justify the use of lengthening-shortening test to detect abnormal sacroiliac joint play.

Key words: low back pain, sacroiliac joint, reliability, lengthening shortening test, Downing's test]

6 MISE EN PERSPECTIVE

6.1 INTRODUCTION

Les douleurs d'origine sacro-iliaque sont un motif de consultation fréquent (Andersson GB, 1999 ; Schwarzer AC et al., 1995) car la configuration anatomique et le rôle biomécanique de la sacro-iliaque expliquent partiellement la symptomatologie, souvent sous-estimée, des atteintes pathologiques et fonctionnelles de cette articulation (Beal MC, 1982 ; Bellamy N et al., 1983 ; Walker JM, 1992 ; Borenstein DG, 2000 ; Calvillo O et al., 2000). Malgré les doutes qui ont subsistés jusque dans les années septante, il est maintenant communément admis que la sacro-iliaque est une articulation mobile qui joue un rôle important dans la statique et dans l'amortissement des chocs (Frigerio NA et al., 1974 ; Egund N et al., 1978 ; Sturesson B et al., 1989, Vleeming A et al., 1990a &1990b).

La médecine ostéopathique, la chiropractie, la médecine manuelle, la rhumatologie et l'orthopédie ont donc accordé une importance particulière à cette région et ont développé une multitude de tests et de techniques thérapeutiques afin de détecter et de soulager les patients de ce qu'on nomma dysfonction articulaire sacro-iliaque (SIJD=sacroiliac joint dysfunction) ou en ostéopathie la restriction de mobilité qui est caractéristique de la « lésion ostéopathique articulaire (L.O.A.) sacro-iliaque ou ilio-sacrée » (Tixa S et Ebenegger B, 2004 ; Greenman PE, 1996; Heinking K et al., 1997; Kuchera WA et Kuchera ML, 1992; Le Corre F et Rageot E, 2001 ; Mooney V. 1996).

Il n'existe cependant à ce jour aucune méthode permettant de diagnostiquer une dysfonction sacro-iliaque (SIJD) de façon déterminante et à un coût peut élevé (Freburger JK et Riddle DL, 2001 ; Van der Wurff P et al., 2000a & 2000b ; Cibulka MT, 2001 ; Pescioli A et Kool J, 1997 ; Oldreive WL, 1995 ; Buyruk HM et al., 1995a & 1995b).
Les études montrent généralement que les tests visant à identifier une SIJD ont une mauvaise fiabilité mise à part les tests de provocation de la douleur (Broadhurst NA et Bond MJ, 1998 ; Slipman CW et al., 1998 ; Maigne JY et al., 1996 ; Dreyfuss P et al., 1996, Laslett M et Williams M, 1994). Ces derniers ont toutefois le désavantage de ne pas pouvoir indiquer le sens de la restriction permettant de choisir la bonne technique de réduction.

On trouve toutefois dans la littérature tertiaire un test qui objectiverait de façon quantitative la présence d'une restriction de mobilité pouvant évoquer la restriction de mobilité d'une lésion ostéopathique articulaire ilio-sacrée (SIJD). Il s'agit du test de Downing (Downing CH, 1935) ou test d'allongement-raccourcissement des membres inférieurs (Tixa S et Ebenegger B, 2004 ; Richard R, 2000 ; Busquet L, 1995).

Il n'existe que peu d'études sur ce sujet (Augros C et al., 2001 ; Bowman C et Gribble R, 1995 ; Djabaku FM et Solano R, 1990). Leurs propos sont contradictoires et leurs méthodes comportent des biais importants qui ne nous donne pas la possibilité de connaître la reproductibilité de ce test alors qu'il est déjà utilisé cliniquement depuis des décennies. A ce jour il devient fondamental de justifier l'utilisation clinique de ce test qui a l'avantage d'être quantitatif.

6.2 BUT DE L'ÉTUDE

Afin de pouvoir valider cliniquement un test, nous devons connaître sa fiabilité et sa validité. Ceci revient à dire que nous devons savoir si le test est reproductible et s'il identifie réellement ce que nous croyons.

Un test peut être fiable sans pour autant être valide (exemple : si l'on pèse quelqu'un pour connaître sa taille). Toutefois un test qui n'est pas fiable est rarement valide. C'est pour cette raison que nous étudions habituellement d'abord la fiabilité puis ensuite la validité d'un test.

On distingue deux types de fiabilité pour un test clinique(Portney LG, Watkins MP. 2000) :

- La fiabilité intra-testeur qui est la reproductibilité ou la concordance des résultats d'un seul examinateur.
- La fiabilité inter-testeur qui représente la reproductibilité des résultats entre plusieurs testeurs.

Cette étude vise donc à vérifier la première étape de la validation du test de Downing, à savoir la fiabilité intra-testeur et inter-testeur des tests d'allongement et de raccourcissement. Ce test étant quantitatif, nous avons opté de recourir à trois instruments de mesure pour quantifier les effets du test d'allongement et du test de raccourcissement :

1) Un mètre souple de couturière Hoechstmass®.
2) Un pied à coulisse Scala®.
3) Une table à pieds à coulisse fabriquée spécifiquement pour l'étude.

6.3 OBJECTIFS DE L'ÉTUDE

Hypothèse

Les manœuvres d'allongement et de raccourcissement présentent un ICC intra-testeur et inter-testeur supérieur ou égal à 0.75 pour chacune des méthodes de mesure utilisées.

6.4 JUSTIFICATIONS

Cette étude vise à justifier l'utilisation clinique du test de Downing. Elle est la première étape nécessaire pour déterminer l'utilité d'un test simple et peu coûteux pour identifier et traiter les douleurs sacro-iliaques en ostéopathie, en chiropractie et en médecine manuelle.

7 ETAT DES CONNAISSANCES

7.1 LES LOMBO-SACRALGIES

7.1.1 EPIDÉMIOLOGIE DES LOMBO-SACRALGIES

La lombo-sacralgie reste un problème de santé publique majeur. En effet, 70-85% de la population a eu au moins une fois une lombo-sacralgie. L'incidence annuelle est de 15-45%, faisant de ce cette plainte le deuxième motif de consultation le plus fréquent de consultation aux Etats-Unis. En Angleterre, 2% de la population consulte chaque année un médecin pour ce motif et cette proportion monte à 5% pour la tranche d'age de 50 à 59 ans.

Les lombo-sacralgies ont une répercussion socio-économique importante vu qu'elles sont responsables de 12.5% des arrêts de travail en Grande Bretagne (environ 60'000'000 jours par année) et de 13.5% en Suède (14'800'000 jours par année). La durée de ces arrêts est de trois semaines à six mois pour 11% de la population et d'au moins six mois pour 4% de la population (Andersson GB, 1999 ; Schochat T et Jäckel WH, 1998; Kelsey JL, 1980).

On constate que le système médical actuel est assez démuni et que ce trouble est mal compris dans le domaine médical. Parmi les personnes souffrant d'une lombo-sacralgie, seulement 41% consulte un médecin. Parmi ceux qui consultent pour une première fois, la médecine ne trouve pas de cause spécifique chez 79% des hommes et chez 89% des femmes ! (Kelsey JL, 1980)

En ce qui concerne les diagnostics posés, les médecins évoquent une distorsion (strain) chez 11% des hommes et 4% des femmes, une discopathie compressive chez 8% des hommes et 6% des femmes et seulement un diagnostic différent chez 2% des hommes et 1% des femmes (Kelsey JL, 1980).

La durée des épisodes est de moins de 10 jours chez 60% des personnes souffrant d'une lombo-sacralgie, de moins de six semaines chez 70% des personnes et de moins de 12 semaines chez 80 à 90% d'entre-eux (Borenstein D, 2000 ; Andersson GB, 1999).

Malheureusement 20% des lombalgiques referont un épisode dans l'année qui suit et 36% dans les trois ans. (Andersson GB, 1999).

7.1.2 RÔLE DE LA SACRO-ILIAQUE DANS LES LOMBO-SACRALGIE

La douleur d'origine sacro-iliaque est difficile à identifier vu sa proximité avec d'autres structures pouvant donner une symptomatologie similaire.

Malgré cela, plusieurs études tendent à confirmer que l'articulation sacro-iliaque serait responsable de 20%-30% des lombo-sacralgies.

Schwarzer AC et al. (1995) ont montré que 30% (IC=95% : 16%-44%) des patients présentant une lombo-sacralgie centrée au dessous de L5-S1 avaient une douleur d'origine sacro-iliaque. Bernard TN et Kirkaldy-Willis WH (1987) ont trouvé sur 1'293 patients une prévalence des

douleurs d'origine sacro-iliaque de 22.5% et Dejung B (1985) évalue à 1/3 le nombre de patients ayant une lombo-sacralgie d'origine sacro-iliaque.

Les atteintes seraient plus fréquentes à droite (45%) qu'à gauche (35%) et plus rarement bilatérale (20%) (Bernard TN et Kirkaldy-Willis WH, 1987).

7.1.3 Douleurs projetées d'origine sacro-iliaque

La configuration anatomique de l'articulation, son innervation complexe, l'association d'une douleur sacro-iliaque avec un syndrome du muscle pyramidal et les contraintes mécaniques que subit cette articulation expliquent en partie la raison pour laquelle les patients soufrant d'une douleur sacro-iliaque peuvent présenter une symptomatologie très différente les uns par rapport aux autres.

En résumant, on peut dire que 94% des personnes ayant une douleur d'origine sacro-iliaque présentent une douleur postérieure dans les environs de la sacro-iliaque dont 69% dans la fesse. 72% présentent également une lombalgie basse et 6% une lombalgie haute.

9-14% des personnes souffrant d'une douleur sacro-iliaque présentent une douleur projetée dans l'aine et 2% une douleur abdominale. Au niveau des membres inférieurs, 48% présentent une douleur au niveau de la cuisse. Selon Fukui S et Nosaka S (2002), 37% la ressentent au niveau de la face externe de la cuisse et 31% au niveau de la face postérieure de la cuisse. 28% des patients ont une douleur qui dépasse le genou : 14% ressentent une douleur au niveau de la cheville et 12% au niveau du pied (Fukui S et Nosaka S, 2002 ; Slipman CW et al., 2000a).

Les douleurs sacro-iliaques peuvent être en rapport avec des affections de la hanche (Pap A et al., 1987), de la zone lombaire (Galm R et al., 1998) ou de la symphyse pubienne (Bernard TN et Kirkaldy-Willis WH, 1987).

7.2 ANATOMIE ET BIOMÉCANIQUE DE LA SACRO-ILIAQUE

7.2.1 INTRODUCTION

L'articulation sacro-iliaque, par ses particularités anatomiques et son rôle biomécanique complexe, a suscité l'intérêt du monde médical depuis longtemps. Les écrits sur la mobilité de cette articulation reconnues à ce jour dans la littérature médicale remonte à Wood J (1859).

Aujourd'hui, il existe plusieurs études de compilation de qualité (review en anglais) résumant les avancées des recherches anatomiques et biomécaniques dans la compréhension de cette articulation dont celles de Cibulka MT (2002), Oldreive WL (1996) et Wilder DG (1980). Nous trouvons également des études de compilation qui investiguent en plus les recherches cliniques sur cette articulation (Calvillo O et al., 2000 ; Harrison DE et al., 1997 ; Schwarzer AC et al., 1995 ; Walker JM, 1992 ; DonTigny RL, 1985 ; Bellamy N et al., 1983 ; Beal MC, 1982). Nous tenons à citer également certains ouvrages tertiaires qui donnent un bon aperçu anatomique ou biomécanique de l'articulation sacro-iliaque (Bernard TN, 1997 ; Heinking K, et al., 1997, Bernard TN et Cassidy JD, 1997 ; Maigne R, 1989)

7.2.2 ARTHROLOGIE DE L'ARTICULATION SACRO-ILIAQUE

L'articulation sacro-iliaque est considérée comme étant une articulation synoviale même si les anatomistes ne s'entendent pas sur sa classification en temps qu'amphiarthrose ou synarthrose (Bernard TN et Cassidy JD, 1997).

Cette articulation synoviale est de forme auriculaire. Classiquement, on la décrit en tant que surface articulaire en forme de L renversé à concavité postéro-supérieure. Son bras le plus long, presque horizontal, se dirige de haut en bas, d'avant en arrière, de dehors en dedans alors que le bras court, presque vertical, se dirige d'avant en arrière, de dehors en dedans et de bas en haut. Les surfaces articulaires antérieures sont recouvertes d'une fine couche de cartilage qui est plus épaisse du côté du sacrum que du côté de l'ilium. Toutefois, il existe une grande variété de formes et d'orientations de l'articulation qui peut prendre une forme de V, de C, voire une forme de rectangle arrondi avec une absence du petit bras. L'orientation de l'articulation dans le plan frontal varie considérablement entre les individus et entre les deux articulations d'un même individu (Brooke R, 1924). Elle passe d'une inclinaison caudale en dedans (description habituelle) à une inclinaison caudale en dehors changeant considérablement l'orientation de l'axe du « grand bras ». (Calvillo O et al., 2000 ; Vleeming A et al., 1990a ; Beal MC, 1982).

Selon Bellamy N et al. (1983), la forme et la taille de la surface articulaire change en fonction de l'âge. Sa surface est de 1.5 cm^2 à la naissance, de 7 cm^2 à la puberté et atteint les 17 cm^2 à l'âge adulte.

Avant la puberté, la face sacrée de l'articulation paraît lisse et cartilagineuse. Entre l'âge de 10-20 ans, un relief en forme de crête arrondie se forme du côté iliaque et une dépression analogue apparaît du côté sacré. Cet aspect devient plus prononcé entre 20 et 30 ans, limitant alors les mouvements selon un axe frontal. Chez l'homme, des modifications morphologiques modérées apparaissent déjà entre 20-30 ans. Ces changements sont une augmentation des irrégularités de la surface articulaire du côté iliaque et l'apparition de crevasses intra-articulaires des deux côtés de l'articulation (Vleeming A et al., 1990a). Ce phénomène ne concerne toutefois pas la surface articulaire sacrée avant la période de 30-40 ans. Ce processus s'accélère chez les hommes de plus de 50 ans. Malgré le fait qu'on considérait ce phénomène comme dégénératif, il serait chez l'homme plutôt une adaptation vers la stabilité. (Vleeming A et al., 1990a & 1990b). Les irrégularités semblent toujours correspondre de part et d'autre de

l'articulation et restent couvertes d'une fine couche de cartilage, ce qui va à l'encontre de l'hypothèse d'une ankylose fibreuse malgré le fait qu'elle donne un aspect d'amphiarthrose à l'articulation (Bowen V et Cassidy JD, 1981 ; Weisl H, 1954a). On parle également d'articulation sacro-iliaque accessoire chez 8-36% de la population : ce sont des articulations fibro-cartilagineuses se développant entre la deuxième vertèbre sacrée et l'ilium (Bernard TN, 1997 ; Walker JM, 1992). Ces diversités anatomiques rendent difficile le classement d'un état comme étant normal ou pathologique (Dijkstra PFet al., 1989).

Le ligament sacro-iliaque antérieur est un épaississement de la capsule articulaire. Il est formé de plusieurs bandes reliant l'ilium au sacrum. La capsule articulaire est absente postérieurement et le ligament interosseux constitue le rebord postérieur de l'espace articulaire. Ce ligament est renforcé postérieurement par les ligaments ilio-transversaires et le ligament ilio-articulaire. Cet ensemble forme le ligament sacro-iliaque postérieur. Les ligaments accessoires sont les ligaments ilio-lombaire, sacro-épineux et sacro-tubéral. Ces ligaments sont plus développés chez l'homme que chez la femme (Weisl H, 1954b).

7.2.2.1 INNERVATION DE LA SACRO-ILIAQUE

La capsule synoviale de l'articulation sacro-iliaque et les ligaments adjacents sont innervés par des faisceaux non-myélinisés et de faible diamètre. Ils véhiculent les informations thermiques et nociceptives à la moelle épinière. On trouve également des fibres myélinisées et de plus gros diamètre qui innervent l'articulation : ces fibres véhicules probablement les informations proprioceptives (Grob KR et al., 1995).

L'origine radiculaire de l'innervation sacro-iliaque varie entre les individus, ce qui pourrait expliquer la diversité des douleurs projetées venant de l'articulation sacro-iliaque (Christ B et al., 2001). Postérieurement, l'innervation est issue des branches latérales des rameaux postérieurs de L4 à S3. Antérieurement, l'articulation est innervé par les rameaux postérieurs des racines L2 à S2 (Grob KR et al., 1995). Des innervations additionnelles pourraient venir directement du nerfs obturateur, petit sciatique ou directement du tronc lombo-sacré (Bernard TN et Cassidy JD, 1997).

7.2.2.2 MYOLOGIE ET AUTRES STRUCTURES ANATOMIQUES DE LA RÉGION

Nous considérons qu'une connaissance de ces structures est nécessaire pour bien comprendre la biomécanique et la physiopathologie de la dysfonction sacro-iliaque. L'articulation sacro-iliaque doit être considérée comme une unité fonctionnelle comprenant également toutes les structures environnantes (Bernard TN, 1997). En effet, ces structures pourraient participer directement ou indirectement au syndrome sacro-iliaque, à la dysfonction sacro-iliaque ou à la restriction de mobilité d'une lésion ostéopathique articulaire de l'articulation.

Cette description dépasse toutefois le cadre de cette étude.

7.2.2.3 MOUVEMENTS DE LA SACRO-ILIAQUE

Si on se fie aux appellations des restrictions de mobilité des dysfonctions sacro-iliaques pour définir les axes de mobilité de l'articulation, la sacro-iliaque serait sans aucun doute une énarthrose (trois degrés de liberté).

En effet on y décrit :

a) Pour l'ilium (Oldrieve WL, 1996) :

1- des translations appelées up-slip et down-slip dans un plan horizontal,
2- des rotations appelées ouverture/fermeture selon un axe oblique passant par la symphyse pubienne et l'articulation sacro-iliaque,
3- des rotations appelées antériorisation et postériorisation selon un axe horizontale passant par le centre de l'articulation.

b) Puis encore pour le sacrum (Oldrieve WL, 1996) :

4- des torsions selon un axe supposé oblique qui passe du pôle supérieur d'une articulation au pôle inférieur de l'autre. Cet axe peut donner un sacrum avec une base antérieure unilatérale ou postérieure unilatérale,
5- des torsions selon un axe oblique opposé au point 4,
6- un axe horizontal permettant la nutation et contre-nutation du bassin qui, heureusement, paraît être le même que celui décrit pour un ilium antérieur ou postérieur.
7- un axe horizontal dit « respiratoire » qui se situerait au niveau de la deuxième vertèbre sacrée (Magoon HI, 1966 ; Mitchell F, 1970).

A priori ces appellations ne peuvent pas représenter des mouvements de l'articulation sacro-iliaque (Cibulka MT, 2002) et correspondraient plutôt à des mécanismes de blocage même si le vocabulaire et les modèles utilisés portent à confusion (CF chapitre 6.3.3.2).

Les muscles et structures ligamentaires de la colonne lombaire, du sacrum et des muscles recouvrant l'articulation jouerait un rôle important dans le mécanisme de verrouillage physiologique du bassin nécessaire pour stabiliser la zone lors du transfert d'énergie de la colonne aux membres inférieurs. La contraction des muscles environnants, qui sont parmi les plus puissants du corps, ne provoque pas directement un mouvement de la sacro-iliaque mais utilise plutôt cette zone comme point d'appui pour mobiliser d'autres segments (Bernard TN, 1997). La présence des multiples reliefs intra-articulaires augmentent la capacité de l'articulation de supporter une charge dans la position verticale. Ceci permettrait de décharger les structures environnantes en augmentant la stabilité de l'articulation. Il est possible qu'un micro-déplacement puisse provoquer un « blocage de l'articulation » car les reliefs ne correspondraient alors plus entre les deux faces de l'articulation (Vleeming A et al., 1990b).

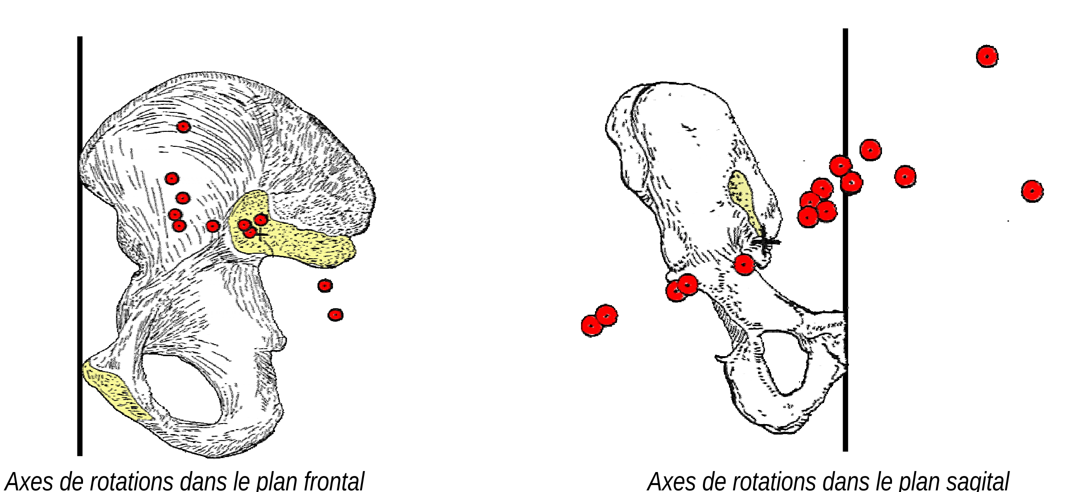
Le premier à avoir relevé une forme de mobilité de la sacro-iliaque est Ashmore E (1915). Les études cinématiques in vivo et in vitro ont démontré divers mouvements de l'articulation sacro-iliaque comprenant la rotation, le glissement, l'inclinaison, la nutation et la translation.

Plusieurs études ont cherché à mettre en évidence un mouvement autour d'un centre de rotation unique sans succès (Smidt GL et al., 1995 ; Vleeming A et al., 1992 ; Kim LYS, 1984 ; Grieve EFJ, 1983 ; Egund N et al., 1978 ; Frigerio NA et al., 1974, Mitchell FL, 1970 ; Colachis SC et al., 1963 ; Weisl H, 1955 ; Chamberlain WE, 1930).

L'amplitude de mouvement de l'articulation serait un glissement de l'ordre de quelques millimètres et une rotation de 2° à 3° (Stuersson B et al., 2000 ; Stuersson B et al., 1989)

7.2.2.4 CENTRE DE ROTATION

La localisation du centre de rotation de l'articulation varie entre les individus et ne semble pas être un point bien précis (on parle alors de centre de rotation instantané). La variation inter-individus pourrait venir d'une combinaison des différences anatomiques de la forme de l'articulation et de la laxité ligamentaire présente. Si une rotation pure avait lieu, elle nécessiterait un écartement considérable de l'articulation (mouvement hélicoïdal) qui a priori est impossible mis à part chez la femme enceinte. Vu l'importance de la coaptation articulaire liée au système ligamentaire et les forces en jeu, il est plus probable que l'articulation fasse une combinaison de translation et de rotation une fois qu'un léger écartement se réalise entre les berges. La position des axes instantanées varierait considérablement entre les individus (Cibulka MT, 2002 ; Wilder DG et al., 1980).



Axes de rotations dans le plan frontal *Axes de rotations dans le plan sagital*

(Illustrations de: Wilder DG, Pope MH, Frymoyer JW, The functional topography of the sacroiliac joint, Spine, 1980, 5(6): p.575-9)

Voici, à titre historique, les centres de rotations qui sont classiquement décrits dans les ouvrages tertiaires ostéopathiques. Ces descriptions viennent des observations d'anatomistes et de biomécaniciens dont voici une liste partielle.

- Meyer GH (1878), Farabeuf LH (1894), Posth M (1897-1898), Latarjet A (1928), Gray H (1938), et Wood J (1859) qui considéraient que le centre de rotation pouvait se trouver au niveau du ligament « axial » qui est la partie la plus antérieure du ligament interosseux.

- Wehle J (1893-1894) et Lusskin H et Sonnenschein H (1927) Klein G (1891) pour qui le centre de rotation se trouvait au niveau du tubercule de Bonnaire situé au centre de la surface articulaire du côté de l'ilium. A noter que Meyer GH (1878) mentionne également ce point comme pouvant être le centre de rotation.

- D'autres ont défini des centres de rotation qui vont d'un point se trouvant à mis-distance entre les deux extrémités de l'articulation (Kapandji IA, 1974) à un point se situant à 10 cm au-dessous du promontoire sacré (Weish H, 1954a) en passant par un point qui se trouverait au niveau de la face postérieure de la 2ème vertèbre sacrée (Magoon HI, 1966 ; Mitchell F, 1970).

7.3 FONDEMENTS ET CONCEPTS DE LA DYSFONCTION SACRO-ILIAQUE EN OSTÉOPATHIE

7.3.1 LA DYSFONCTION SACRO-ILIAQUE

La définition même de la dysfonction sacro-iliaque n'est pas claire.

1- Les orthopédistes et rhumatologues parlent plutôt d'un syndrome sacro-iliaque et s'intéressent davantage à la présence d'une douleur dans la zone (Slipman CW et al., 2000b).

2- Tout en gardant cette notion (Humphreys K, 1990), les chiropraticiens (Young D, 1995) évoquent la présence d'une subluxation de cette articulation qui nécessite une réduction d'où leur intérêt pour les tests positionnels et la radiographie.

3- Les ostéopathes et les médecins manipulateurs, quant à eux, privilégient la notion de restriction de mobilité. Ils utilisent donc prioritairement des tests de mobilité (Heinking K et al., 1997 ; Greenman PE, 1996 ; Kuchera WA, Kuchera ML, 1992 ; Le Corre F, Rageot E, 2001 ; Tixa S et Ebenegger B, 2004 ; Mooney V, 1996).

7.3.2 SYNDROME SACRO-ILIAQUE

La notion de syndrome sacro-iliaque remonte au moins jusqu'au début du siècle passé (Lusskin H et Sonnenschein H, 1927) et est redevenue depuis les années 70 un domaine d'intérêt pour les rhumatologues et orthopédistes (Bernard TN et Cassidy JD, 1997 ; Humphreys K, 1990,).

Selon Humphreys K (1990), ce syndrome se caractérise par une douleur ponctuelle localisée en regard d'une articulation sacro-iliaque dans la région de l'épine iliaque postéro-supérieure (EIPS). La douleur est sourde et peut donner des irradiations en direction de l'aine, la face antérieure des cuisses ou au niveau de la face postérieure du membre inférieur. La douleur est aggravée par le passage de la position debout à assise et inversement, par la position debout unipodale ou en torsion du tronc.

Les signes cliniques du syndrome sont :

- la douleur ou la présence de point tendre lors de la palpation du sillon en regard de l'articulation touchée,
- un dysfonctionnement de la mobilité de l'articulation,
- l'absence de signes positifs à l'examen radiologique et neurologique.

7.3.3 LA DYSFONCTION SACRO-ILIAQUE EN OSTÉOPATHIE

Contrairement aux autres professionnels de la santé, l'ostéopathe ne se fonde pas nécessairement sur la présence d'un syndrome sacro-iliaque pour identifier une dysfonction sacro-iliaque. En effet, les ostéopathes considèrent qu'une articulation peut être en restriction de mobilité sans pour autant être symptomatologique ou que l'articulation symptomatologique n'est pas nécessairement celle qui nécessite une manœuvre de réduction (appelée manipulation).

L'ostéopathie définit ainsi plusieurs types de restriction de mobilité fonctionnelle d'une articulation et leur a donné des appellations particulières.

On distingue :

- le phénomène lésionnel, qui est une appellation et un concept venant de l'étiopathie (Trédaniel C, 1992) et repris dans l'enseignement en ostéopathie (Tinturier C, 2003),
- la lésion ostéopathique articulaire ilio-sacrée,
- la lésion ostéopathique articulaire sacro-iliaque.

Ces appellations ont suscité la critique de certains auteurs (Schneider W et al., 1988) mais prend en compte deux concepts propres à l'ostéopathie qui méritent d'être relevés :

1- la notion d'une restriction de mobilité qui ne nécessite pas une manipulation,
2- la différentiation entre une lésion ostéopathique articulaire sacro-iliaque et une lésion ostéopathique articulaire ilio-sacrée.

7.3.3.1 DISTINCTION DE LA LÉSION OSTÉOPATHIQUE ET DU PHÉNOMÈNE LÉSIONNEL

L'ostéopathie définit la lésion ostéopathique (Tinturier C, 2003) comme étant :

Un ensemble de transformations au sein d'une ou de plusieurs structures qui entraînent, en tant que phénomène principal, une restriction de mobilité réversible en cas de traitement physique spécifique.

Les lésions ostéopathiques répondraient à plusieurs critères :

- Elles surviennent à la suite soit de phénomènes extérieurs défavorables, soit de l'absence de phénomènes extérieurs favorables.
- Elles correspondent à une forme pathologique de certaines structures.
- Elles se traduisent par une restriction de mobilité.
- Elles se manifestent sous l'aspect d'un domaine de fonctionnement fragilisé (zone susceptible de développer des troubles fonctionnels).
- Elles sont nécessaires et suffisantes pour assurer sa propre continuité dans le temps.
- Elles disparaissent grâce à un ensemble de phénomènes extérieurs spécifiques.

L'ostéopathie appelle phénomène lésionnel toute manifestation liée à une lésion ostéopathique articulaire. Parmi celles-ci, on accorde une importance particulière aux autres restrictions de mobilité qui dépendent en réalité d'une lésion ostéopathique. A titre d'exemple on peut évoquer un sujet qui présenterait une limitation de rotation interne du genou dépendant d'un affaissement fonctionnel de la voûte plantaire lié à une lésion ostéopathique articulaire de la tibio-tarsienne.

La notion de phénomène lésionnel (Trédaniel C, 1992) permet donc de distinguer une restriction de mobilité qui s'entretient dans le temps par elle-même, d'une restriction de mobilité qui dépend d'une autre restriction de mobilité (qui peut être une lésion ostéopathique articulaire).

Une dysfonction sacro-iliaque peut alors être soit une lésion ostéopathique articulaire soit un phénomène lésionnel. Pour la sacro-iliaque, il est considéré, entre autres, que la dysfonction pourrait venir de changements dynamiques de l'autre sacro-iliaque (Cibulka MT, 2002), de la hanche (Cibulka MT et al., 1998 ; Pap A et al., 1987), des lombaires (Galm E et al., 1998) ou de la symphyse pubienne (Bernard TN et Kirkaldy-Willis WH, 1987).

L'ostéopathe dispose de tests (Tinturier C, 2003) qui permettraient de déterminer si on a affaire à une lésion ostéopathique articulaire, ce qui nécessiterait une manœuvre de réduction, ou à un phénomène lésionnel, qui oriente l'ostéopathe sur une autre lésion à traiter et évite d'effectuer une manœuvre à priori inutile.

7.3.3.2 NOTION DE RESTRICTION DE MOBILITÉ ARTICULAIRE EN OSTÉOPATHIE

Les phénomènes en causes qui seraient responsables de l'installation d'une lésion ostéopathique articulaire (présence d'un facteur externe défavorable ou absence d'un facteur externe favorable) impliqueraient une multitude de système de régulation ayant comme résultante une limitation de mobilité d'une articulation (Korr IM, 1997 ; Tinturier C, 2003).

Comme nous l'avons vu dans le chapitre sur la biomécanique de l'articulation sacro-iliaque, cette limitation de mouvement articulaire serait engendrée par des contraintes qui ne respectent plus les axes de rotation de l'articulation (d'ou la limitation de mouvement de cette dernière).

L'ostéopathe, contrairement aux médecins manipulateurs, appelle restriction de mobilité la perception d'une anomalie de la résultante des forces exercées par les structures molles sur un segment osseux qui l'empêche de respecter les mouvements articulaires habituels.

A titre d'exemple :

Prenons un genou qui présente une limitation de mouvement en flexion. Le patient présente une résultante qui entraîne le tibia en rotation interne. Lors de la flexion, la rotation automatique externe ne se faisant pas habituellement, le genou se voit dans l'impossibilité d'effectuer une flexion complète. L'articulation étant bicondylaire, les ostéopathes et les médecins manipulateurs s'entendront sur l'appellation de la dysfonction : une dysfonction en rotation externe. On peut prendre le même exemple en modifiant un paramètre. Considérons maintenant que lors de la flexion, une résultante a comme effet un bras de levier en adduction sur le tibia modifiant ainsi le centre de rotation et limitant la flexion. On parlera alors d'une restriction de mobilité en abduction comme pour la rotation. Or le genou n'ayant pas à priori un degré de liberté en abduction/ adduction, les médecins manipulateurs parleront alors d'une restriction de mobilité en flexion. L'ostéopathe peut donc donner des noms de restriction de mobilité selon des axes qui ne correspondent pas nécessairement aux mouvements de l'articulation.

Pour encore compliquer les choses, les ostéopathes ont constaté, de manière empirique, que la réduction d'une lésion ostéopathique articulaire était possible en mobilisant le segment proximal, distal ou les deux segments, et qu'il était préférable d'utiliser une mobilisation qui correspondrait au mode d'installation de la lésion articulaire (Tixa S et Ebenegger B, 2002 ; Kuchera WA et Kuchera ML, 1992 ; Greenman PE, 1996).

Ceci a introduit une autre dénomination particulière de la restriction de mobilité en ostéopathie.

En effet on différencie une lésion articulaire X-Y de la lésion articulaire Y-X.

Cette notion est difficile à concevoir avec un modèle biomécanique ne prenant en compte que deux segments articulaires comme le veut la modélisation classique de la restriction de mobilité (Maigne R, 1989). En effet dans ce cas de figure, une restriction de mobilité qui limite le mouvement d'un segment d'une articulation limite inévitablement l'autre segment (Schneider W et al., 1988).

Pour mieux comprendre cette distinction, nous sommes donc obligés de considérer un modèle avec au minimum quatre segments.

7.3.3.3 MODÉLISATION DE LA RESTRICTION DE MOBILITÉ ARTICULAIRE AVEC QUATRE SEGMENTS OSSEUX

Comme nous venons de le voir, nous considérons la restriction de mobilité d'une pièce osseuse (dont la déformation lors de la mobilisation passive reste à priori indétectable manuellement) comme étant la résultante d'une multitude de forces qui s'applique sur cette structure (Tinturier C, 2003 ; Tixa S et Ebenegger B, 2002). Vu que la restriction de mobilité serait réversible dans l'immédiat, nous supposons que nous agissons indirectement sur le système musculaire par le biais des différents mécanorécepteurs ou propriocepteurs (Patterson MM et Wurster RD, 1997 ; Korr IM, 1947).

Ces capteurs ne seraient pas concentrés uniquement dans le système musculaire, tendineux ou ligamentaire de l'articulation que nous mobilisons mais également au niveau de l'ensemble des muscles et autres structures qui s'insèrent sur le ou les segments mobilisés. Nous ne devons pas non plus négliger l'éventuel effet des capteurs cutanés ou viscéraux.

Parmi ceux-ci, notre modèle accorde une importance particulière :

- aux muscles et tendons qui s'insèrent sur les segments en question et qui servent à mobiliser une autre articulation,
- aux structures ligamentaires et capsulaires qui constituent d'autres articulations que celles que nous mobilisons à proprement dit et qui risquent d'être sollicitées lors du test ou de la technique de réduction.

Lors d'un test de mobilisation ou d'une manœuvre de réduction on focalise l'application d'une force sur une zone. On cherche alors à ce que le moment de cette force soit optimal pour l'articulation à tester.

Notre modèle prend alors plusieurs phénomènes en considération lors de cette mobilisation :

<u>Effet d'une mobilisation sur une articulation</u>

La force extérieure appliquée par le thérapeute engendre un mouvement au sein des articulations qui modifie l'équilibre des forces internes de l'articulation.

En effet le changement de position dans l'espace fait qu'en référence interne la gravité agit selon différents angles et modifie ainsi le moment du poids de chaque segment.

D'autre part, la mise en traction et le relâchement de certaines structures molles lors du mouvement (peau, muscles, ligaments, capsules, etc.) modifient la force passive de rappel.

Finalement, l'activité musculaire de repos, appelée tonus, est modifiée par l'activation des mécanorécepteurs des tendons et muscles concernés par la mobilisation. Cette régulation neurologique permet de conserver l'équilibre des forces (somme des forces nulles et somme des moments nuls) une fois que la force externe disparaît.

Nous supposons que cette régulation permettrait également de guider le mouvement passif en permettant de respecter, dans la mesure du possible, les centres de rotation instantanés habituels des articulations mobilisées. Cette hypothèse parait être partagée par Bernard TN (1997) qui parle d'un déséquilibre des réflexes arthrokinétiques lors des mouvements passifs.

Selon la théorie de Korr IM (1945), de Patterson MM et Wurster RD (1997) et de Tinturier C (2003), la lésion ostéopathique articulaire pourrait justement venir d'un dysfonctionnement de la régulation neurologique. Cette régulation, qu'elle soit centrale ou périphérique, devrait permettre une mobilisation des articulations en respectant les centres de courbure.

Effets « secondaires » liés à la mobilisation

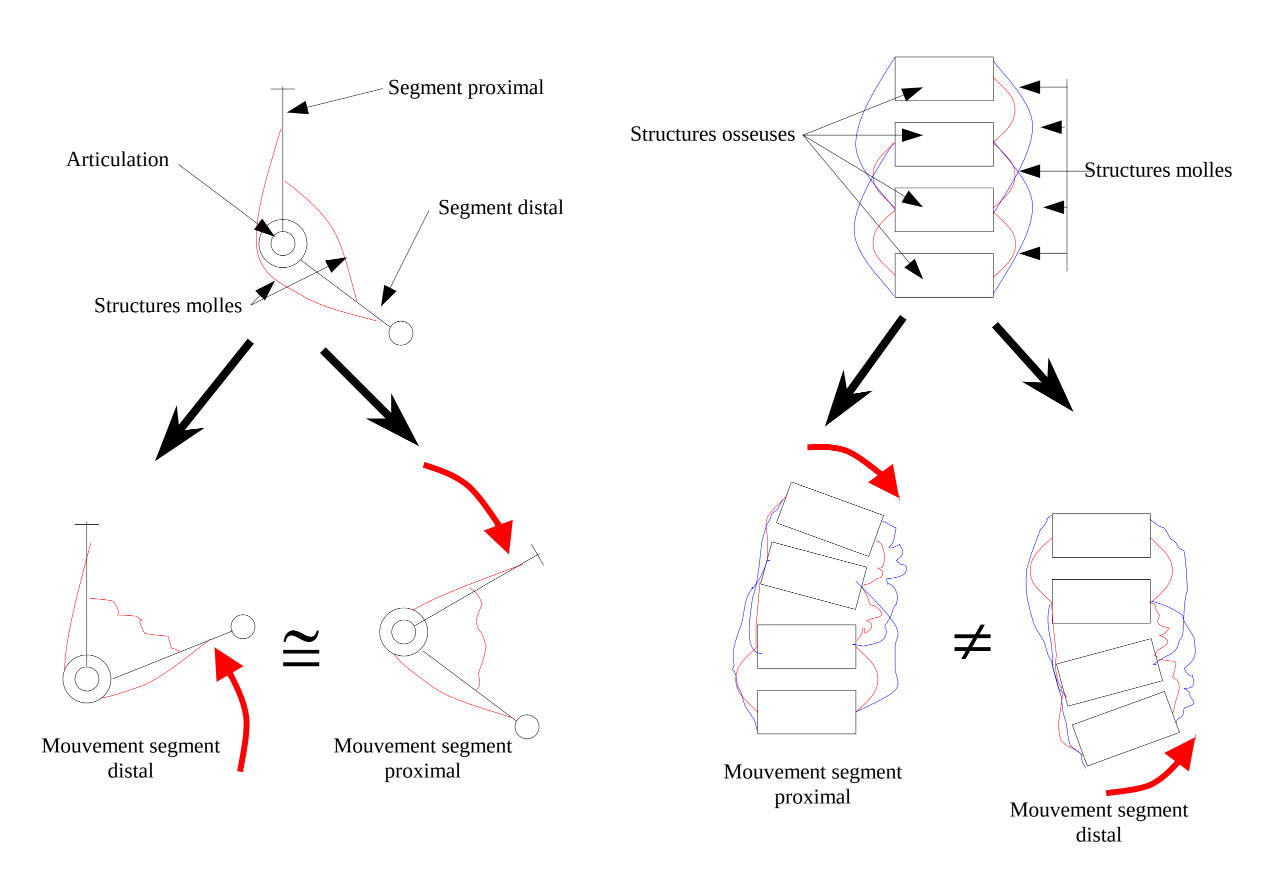
Il est difficile d'appliquer une force dont le bras de levier s'appliquerait à une seule articulation. Les manœuvres de mobilisation en ostéopathie ne se limitent donc pas à une seule articulation et les phénomènes décrits dans le point précédent concerneraient inévitablement plusieurs articulations.

Modélisation schématique

Voici deux schémas représentant les phénomènes en cause selon un modèle à deux segments ou un modèle à quatre segments :

MODELE 1 : 2 segments

MODELE 2 : 4 segments



La position relative des deux segments et les forces internes mises en jeu sont indépendantes du segment mobilisé dans le premier modèle si l'on ne considère pas l'effet de la gravité. Le deuxième modèle montre que l'effet à distance de la mobilisation sur d'autres articulations est différente en fonction du segment mobilisé.

Selon ce deuxième modèle, nous ne pourrions cliniquement plus analyser la présence de restriction de mobilité en considérant la position relative des articulations car la résultante perçue ne permet pas de distinguer le mouvement relatif de chaque articulation.

Ce modèle expliquerait la raison pour laquelle l'ostéopathie a développé un vocabulaire qui décrit l'aptitude d'un segment osseux à adopter différentes positions par rapport à son environnement. Ce vocabulaire n'est pas utilisé par les médecins manipulateurs et les chiropraticiens qui utilisent uniquement une référence interne entre deux segments pour nommer les dysfonctions articulaires.

7.4 TESTS CLINIQUES DE L'ARTICULATION SACRO-ILIAQUE

7.4.1 INTRODUCTION

L'utilité d'un test réside dans sa capacité d'identifier une caractéristique recherchée.

Un test a un sens s'il :

- Identifie ce que nous recherchons.
- Nous permet d'adopter un comportement clinique orienté.

Le premier point exige que le test soit à la fois reproductible (donne la même conclusion à plusieurs reprises) et valide (identifie bien ce qu'on cherche à identifier). La reproductibilité d'un test (ou fiabilité) clinique s'évalue en estimant la fiabilité intra-testeur et la fiabilité inter-testeur. La validité d'un test se détermine en se référant à un critère de référence appelé étalon or (Jaeschke R et al., 1994a & 1994b).

Le deuxième point demande à ce que la réponse du test ait un sens clinique. Un test est fait sous certaines conditions, dans un contexte donné, et son résultat est souvent corroboré aux résultats d'autres tests (Dinnar U, 1980). Prendre la taille d'un patient pour évaluer son obésité a un sens si l'on prend également son poids. D'autre part, sortir un test de son contexte ne permet pas de garantir sa validité. Faire un test de dépistage HLAB27 systématique dans une population n'aurait pas de sens. Finalement, un test est avant tout utile cliniquement lorsqu'il nous permet d'orienter notre diagnostic et nous permet d'opter pour le meilleur traitement possible. Ce deuxième point pose souvent un problème en ce qui concerne la généralisation des conclusions d'une étude méthodologique à la clinique (Reid MC et al., 1995).

Les méthodes statistiques préconisées (Portney LG et Watkins MP, 2000) pour évaluer la reproductibilité d'un test clinique sont :

1- Le pourcentage d'entente accompagné de l'indice de Kappa pour les variables qualitatives.

   On parle du coefficient de Kappa de Cohen pour deux examinateurs et de Fleiss pour plus de deux examinateurs.

   Ce coefficient est compris entre 0 et 1. 0 correspond à une corrélation qui est identique à celle rencontrée par le hasard et 1 une corrélation parfaite entre les examens. Les valeurs négatives indiquent habituellement qu'il existe une mésentente de la manière de procédé entre les examinateurs.

2- Le coefficient de corrélation intraclasse (ICC) pour les variables quantitatives.

   On utilise le modèle 2 de Landis et Koch pour la fiabilité inter-testeur, et le modèle 3 pour la fiabilité intra-testeurs (Landis RJ et Koch GG, 1977).

   Cet indice est également compris entre 0 et 1. La valeur 1 correspond à une reproductibilité parfaite entre les mesures. La valeur 0 indiquerait qu'il existe autant de variance entre les mesures prises sur un seul sujet que les mesures prises entre différents sujets.

7.4.2 LES TESTS DE LA SACRO-ILIAQUE

7.4.2.1 REMARQUE : LA LÉSION SACRO-ILIAQUE ET LA LÉSION ILIO-SACRÉE

Comme nous l'avons vu dans le chapitre précédant, l'ostéopathie (Tixa S et Ebenegger B, 2004) a développé un concept qui différencie la restriction de mobilité sacro-iliaque (ou du sacrum) de la restriction de mobilité ilio-sacrée (ou de l'ilium).

La terminologie utilisée étant souvent celle des médecins manipulateurs, l'utilisation du terme sacro-iliaque peut souvent être considérée au même titre que le terme ilio-sacré dans la littérature.

7.4.2.2 PRÉSENTATIONS DES TESTS

On distingue trois sortes de tests (Freburger JK et Riddle DL, 2001 ; Van der Wurff P et al., 2000a & 2000b ; Cibulka MT, 2001 ; Oldreive WL, 1995 ; Pescioli A et Kool J, 1997 ; Beal MC, 1982) :

a) les tests de provocation de douleur,
b) les tests positionnels,
c) les tests de mobilité.

Ces tests s'intègrent dans une systématique clinique qui permet d'identifier une lésion ostéopathique articulaire (ou une autre lésion ostéopathique).

Dinnar U (1980) a proposé une organisation des tests en cinq classes.
1- Test de Classe I : des tests de dépistage basés sur l'observation, 2- Test de Classe II : des tests de dépistage basés sur la mobilité globale, 3- Test de Classe III : des tests spécifiques positionnels qui permettent de connaître l'influence de divers facteurs sur les résultats des tests précités (exemple : position debout, assis, couché, respiration, etc.). Ils correspondent aux tests d'inhibition ou de mise en balance (Tinturier C, 2003), 4- Test de Classe IV : des tests locaux spécifiques permettant de juger la qualité des tissus et la présence ou non d'une cause non-fonctionnelle de la symptomatologie, 5- Test de Classe V sont des tests spécifiques de mobilité permettant de diagnostiquer la lésion ostéopathique (surtout utile pour choisir la bonne manœuvre de réduction).

Pour poser un diagnostic de lésion ostéopathique, il faudrait pouvoir le justifier par un ou plusieurs tests appartenant à chacune de ces catégories.

La fiabilité des tests sacro-iliaques

De manière générale, nous constatons que :

- Les tests de mobilité présentent une mauvaise concordance (Van der Wurff P et al., 2000a).
- Les tests positionnels semblent ne pas être plus fiable, mis à part quelques rares exceptions (Levangie PK, 1999).
- Les tests de provocation de douleur présentent une reproductibilité jugée comme décevante par Van der Wurff P et al. (2000a).

Dans leur étude de compilation, Oldreive WL (1995) et Pescioli A et Kool J (1997) ont également conclu que les tests de mobilité ne semblaient pas être fiables.

Pescioli A et Kool J (1997) ont suggéré de réaliser un score à tests multiples comprenant plusieurs tests pour pallier ce problème.

Riddle DL et Freburger JK (2002) ont combiné les résultats du TFA, du test de Derbrolowsky, du test de flexion des genoux en décubitus ventral et du test positionnel de la hauteur relative des EIPS en assis. En utilisant les résultats de ces tests pour en faire un test à 5 modalités (antérieur à gauche, antérieur à droite, négatif, postérieur à gauche et postérieur à droite), ils ont obtenu un indice de kappa de 0.23 (IC=95% : -0.01 - 0.47). Cibulka MT et Koldehoff R (1999) ont jugé le test positif si 3 de ces 4 même tests s'avéraient positifs indépendamment du côté. Ils ont alors trouvé un kappa de 0.88. Toutefois cet indice ne peut être généralisé à la pratique car le côté de la dysfonction doit être pris en considération.

Ces mauvaises concordances, malgré l'utilisation de plusieurs tests, sont soutenues par l'étude de Levangie PK (1999) qui a calculé le odds ratio entre le test de Gillet, le test Derbrolowsky, le test de flexion debout (TFD) et le test de flexion assis (TFA). La meilleure corrélation fut entre le TFA et le test de Derbrolowsky où elle a trouvé un OR non significatif de 2.04 (IC=95% : 0.82-5.03). Ces résultats mettent en doute la possibilité de combiner ces tests entre eux car encore faudrait-il qu'ils aient tendance à évaluer la même chose.

Les tests de provocation de douleur sont apparemment les seuls tests qui peuvent être combinés. Kokmeyer DJ et al. (2002) ont trouvé un kappa de 0.70 (IC=95% : 0.45-0.95) en combinant 5 tests et en jugeant que le patient présente une sacro-iliaque douloureuse si 3 des cinq tests s'avérèrent positifs.

Remarque : Les coefficients de kappa calculé par Laslett M et Williams M (1994) ont été modifiés par Van der Wurff P et al. (2000a) dans leur étude. Nous citons, dans notre description, les valeurs relevées par l'auteur.

La validité des tests sacro-iliaques

La validation des tests de la sacro-iliaque se confronte à plusieurs problèmes (Calvillo O et al., 2000 ; Van der Wurff P et al., 2000b) :

- les variations anatomiques des articulations,
- la diversité de mobilité de cette articulation,
- le fait que la mobilisation de cette articulation ne puisse se faire sans solliciter d'autres structures qui pourraient être responsables de la douleur,
- l'absence actuelle d'étalon or pour évaluer les tests.

En effet, l'étalon or souvent utilisé pour évaluer la validité des tests de provocation de douleur sacro-iliaque est la diminution de douleur (75%, 80%, 90% selon les auteurs) après injection d'un anesthésiant dans l'articulation sacro-iliaque (block procedure) (Slipman CW et al., 1998 ; Broadhurst NA et Bond MJ, 1998 ; Fortin JD et Falco FJ, 1997 ; Maigne JY et al., 1996 ; Dreyfuss P et al., 1996 ;).

Cette méthode est controversée par certains auteurs qui utilisent comme argument qu'une douleur sacro-iliaque ne trouve pas nécessairement son origine au niveau intra-articulaire mais également au niveau des structures environnantes (Van der Wurff P et al., 2000b, Laslett M, 1988, Tanner J, 1997).

Même en prenant comme définition du syndrome sacro-iliaque une douleur d'origine intra-articulaire, la validité de cette méthode est contestée vu que l'infiltration peut anesthésier d'autres structures en s'infiltrant à travers la capsule et donner ainsi des faux positifs (Hogan QH et Abram SE, 1997)

La chose se complique pour les tests positionnels et les tests de mobilité ou l'on privilégie l'utilisation d'appareils de mesure comme critère de référence. Sturesson B et al. (2000) et Tullberg T et al. (1998) ont utilisé une méthode radiostéréométrique alors que Levangie PK (1999) a construit un appareil de mesure posé au sol pour évaluer la symétrie du bassin. La validité de chacune de ces techniques est contestable et ne permet pas réellement de se donner une idée sur la validité des tests sacro-iliaques.

Mis à part l'étude de Ostgaard et al. (1994) qui ont pu montrer la validité du test de Patrick chez les femmes enceintes, l'ensemble des études ont été jugé de piètre qualité méthodologique et ne permettent pas à ce jour de savoir si les tests sacro-iliaques ont une utilité clinique (Van der Wurff P et al., 2000b). Malgré cela, on suppose que les tests de provocation de douleur pourraient s'avérer valides (Freburger JK et Riddle DL, 2001). La validité des tests de mobilité pour identifier un syndrome d'origine sacro-iliaque reste très contestable et ceci d'autant plus qu'un score à tests multiples (MTS) comme celui développé par Slipman CW et al. (1998) n'a pas pu être validé. La validité des tests positionnels et de mobilité pour identifier une restriction de mobilité sacro-iliaque est également remise en question par l'étude de Rantanen P et Airaksinen JM (1985) qui trouvent une mauvaise concordance des tests sacro-iliaques chez des patients ayant une spondyloarthrite ankylosante. D'autre part, le nombre élevé de positifs chez une population asymptomatique permet de mettre en doute la validité de certains tests (Dreyfuss P et al., 1984).

Plusieurs études nous laissent croire qu'il pourrait exister une latéralisation sur la droite des tests faux positifs (Fantoni G, 2003 ; Dreyfuss P et al., 1984) alors que la rigidité des articulations chez une population asymptomatiques semblerait être symétrique (Buyruk HM et al., 1995b).

Quant à la théorie de la subluxation sacro-iliaque avancée par les chiropraticiens (Young D, 1995), elle est remise en cause par l'étude de Tullberg T et al. (1998) qui ont montré que la position relative de l'articulation ne change pas avant et après manipulation alors que plusieurs tests deviennent négatifs (dont trois tests positionnels) suite à la manœuvre de réduction.

Pour conclure, voici une lueur d'espoir. L'étude de Buyruk HM et al. (1995a) a montré que l'évaluation de la rigidité de l'articulation sacro-iliaque sur cadavre était valide en utilisant une méthode d'évaluation comprenant un vibrateur réglé à 20Hz et un écho-Doppler.

7.4.3 Tests de douleur

7.4.3.1 Test de provocation de douleur des sillons sacro-iliaques

Autres noms : Sacral sulcus pain provocation test

Utilisation : Indiquerait une dysfonction sacro-iliaque ou ilio-sacrée

Diagnostic différentiel : Autres affections de la sacro-iliaque, douleur de la charnière dorso-lombaire

Description : Le patient est assis alors que l'examinateur se place derrière lui et positionne ses deux pouces en regard des sillons sacro-iliaques en dedans des épines iliaques postéro-supérieures (EIPS). Il recherche alors un point tendre comme décrit par Travell JG et Simon DG (1993) et demande au patient si ce dernier est douloureux à la pression comparativement à l'autre côté. Certains auteurs effectuent ce test uniquement en recherchant le point tendre (sacral sulcus tenderness test) (Dreyfuss P et al., 1996 ; McCombe PF et al., 1989).

Photo 1
Test des sillons sacro-iliaques

Résultat : Le test est dit positif si le patient ressent une douleur en regard du pouce de l'examinateur ou si l'examinateur y palpe un point tendre.

Prévalence : 52.3% (IC=95%: 37.9% - 66.2%) des patients lombalgiques présentent un test des sillons positif (Fantoni G, 2003).

Fiabilité : Dreyfuss P et al. (1996) ont calculé un kappa de 0.41 entre un médecin (M.D.) et un chiropraticien (D.C.) en recherchant uniquement un point tendre. De même, McCombe PF et al. (1989) ont également trouvé un kappa de 0.41 (IC=95% : 0.30-0.70) entre deux chirurgiens (n=50) sur une population symptomatique et un kappa de 0.28 (IC=95% : 0.04-0.52) entre un chirurgien et un physiothérapeute (n=33). Tinturier C (2003), a calculer un kappa de Fleiss de 0.54 à gauche et 0.35 à droite entre 32 ostéopathes diplômés sur 32 sujets lombalgiques en ne se fiant qu'aux paramètres de douleur.

Validité : Dreyfuss P et al. (1996) ont calculé la sensibilité (84%) et la spécificité (17%) de ce test en recherchant uniquement un point tendre. Ils ont pris comme référence la disparition de 90% des douleurs lors des tests de provocation de douleur suite à l'injection d'un analgésique dans l'articulation sacro-iliaque. Slipman CW et al. (1998) ont trouvé une mauvaise validité d'un score à tests multiples qui serait positif lorsque ce test et le test de Patrick sont positifs et qu'un test parmi 5 tests positionnels est positif.

7.4.3.2 TEST DE PATRICK

Autres noms : Test FABER, test de flexion abduction et rotation externe, Patrick's sign, test en forme de 4, figure 4 test, faber sign.

Utilisation : Indiquerait une dysfonction sacro-il.iaque (ilio-sacrée).

Diagnostic différentiel : Sacroilite surtout dans la spondilarthrite ankylosante (SPA), coxalgie.

Description : Le patient est en décubitus dorsal. On place la cheville du côté de la sacro-iliaque à tester juste au-dessus du genou opposé réalisant ainsi une flexion de 90° du genou ainsi qu'une flexion, abduction et rotation externe de la coxo-fémorale. Le testeur exerce un contre-appui au niveau de l'épine iliaque antéro-supérieure opposée et, avec l'autre avant-bras, exerce une pression sur le genou vers l'extérieur et le bas entraînant la coxo-fémorale en rotation externe.

Photo 2
Test de Patrick

Résultat : Le test est dit positif si le patient ressent une douleur au niveau de l'articulation sacro-iliaque homolatérale.

Fiabilité : Dreyfuss P et al. (1996) ont évalué la reproductibilité de ce test entre un chiropraticien et un médecin avec un kappa de 0.62 et un coefficient de concordance de 85% alors que Strender LE et al. (1997) avaient trouvé un coefficient de 96%. Van Deursen LLSM et al. (1990) ont trouvé un kappa de 0.38 .

Validité : En prenant comme critère de référence la diminution d'au moins 70% de la douleur suite à l'injection de lignocaïne dans l'articulation sacro-iliaque, Broadhurst NA et Bond MJ (1998) ont trouvé que ce test présente une sensibilité de 77% alors qu'en prenant comme critère une diminution de 90% Dreyfuss P et al. (1996) ont calculé une sensibilité de 58% et une spécificité de 22%. Maigne et al. (1996) ont trouvé que seulement 9% des sujets présentant une lombo-sacralgie et ayant un test positif ont vu leur douleur diminuée d'au moins 75% lors de l'anesthésie de l'articulation sacro-iliaque. Chez des sujets chez qui on s'attend à avoir un test positif (SPA ou autres affections de la SI), Rantanen P et Airaksinen JM (1985) ont trouvé une sensibilité de 57%.

7.4.3.3 TEST DE CISAILLEMENT POSTÉRIEUR

Autres noms : Test POSH, Posterior Shear Test, thigh thrust test, posterior pelvic pain provocation test

Utilisation : Indiquerait une dysfonction sacro-iliaque ou ilio-sacrée.

Diagnostic différentiel : Autres douleurs d'origine sacro-iliaque, coxalgie, douleur L5-S1.

Description : Le patient est en décubitus dorsal. On amène la coxo-fémorale à 90° de flexion en prenant le membre inférieur par le genou du côté à tester. On induit une adduction de hanche de telle sorte que le genou se trouve en aplomb de la ligne médiane du patient. On exerce alors une pression dans l'axe du fémur avec un contre-appui de la main opposée en regard de la face postérieure du sacrum provoquant ainsi une force de cisaillement dans la sacro-iliaque homolatérale (Laslett et Williams, 1994).

Photo 3
Test de cisaillement postérieur

Résultat : Le test est dit positif si le patient ressent une douleur au niveau de l'articulation sacro-iliaque homolatérale.

Prévalence : 44.1% des patients souffrant d'une lombo-sacralgie (Laslett et Williams, 1994).

Fiabilité : Laslett et Williams (1994) ont trouvé un coefficient de Kappa de 0.88 ($p<0.001$) et un coefficient de concordance de 94.1% alors que Dreyfuss P et al. (1996) ont trouvé un kappa de 0.64.

Validité : En prenant comme critère de référence la diminution d'au moins 70% de la douleur suite à l'injection de lignocaïne dans l'articulation sacro-iliaque, Broadhurst NA et Bond MJ (1998) ont trouvé que ce test présente une sensibilité de 80% alors qu'en prenant comme critère une diminution de 90% Dreyfuss P et al. (1996) ont calculé une sensibilité de 42% et une spécificité de 45%. Maigne et al. (1996) ont trouvé que seulement 35% des sujets présentant une lombo-sacralgie et ayant un test positif ont vu leur douleur diminuée d'au moins 75% lors de l'anesthésie de l'articulation sacro-iliaque. Chez la femme enceinte, il existe une concordance de 81% entre les résultats du test et la présence ou non de plainte de la région (Ostgaard HC et al., 1992).

7.4.3.4 TEST DE GAENSLEN

Autres noms : Torsion pelvienne avec rotation postérieure de l'ilium, pelvic torsion, posterior rotation of ilium.

Utilisation : Indiquerait une dysfonction sacro-iliaque (ilio-sacrée).

Diagnostic différentiel : Autres douleurs d'origine sacro-iliaque, coxalgie et douleur L5-S1.

Description : Le patient est en décubitus dorsal. Il prend son genou controlatéral des deux mains en amenant le membre inférieur en flexion. L'examinateur entraîne le membre du côté de la sacro-iliaque à tester en hyperextension en l'amenant en dehors de la table. Il augmente ensuite l'hyperextension en exerçant à la fois une pression sur le genou homolatérale et sur le membre inférieur contrôlatéral (Laslett et Williams, 1994).

Photo 4
Test de Gaenslen

Résultat : Le test est dit positif si le patient ressent une douleur au niveau de l'articulation sacro-iliaque homolatérale.

Prévalence : 34.3% des patients souffrant d'une lombo-sacralgie (Laslett et Williams, 1994)

Fiabilité : Laslett et Williams (1994) ont trouvé un coefficient de Kappa de 0.73 ($p<0.001$) et un coefficient de concordance de 88.2% et Dreyfuss P et al. (1996) un kappa de 0.61.

Validité : Dreyfuss P et al. (1996) ont calculé la sensibilité (68%) et la spécificité (35%) de ce test en prenant comme référence la disparition de 90% des douleurs lors des tests de provocation de douleur suite à l'injection d'un analgésique dans l'articulation sacro-iliaque. Parmi les sujets présentant une lombo-sacralgie et ayant un test positif, Maigne et al. (1996) ont trouvé que 43% des patients ont vu leur douleur diminuée d'au moins 75% lors de l'anesthésie de l'articulation sacro-iliaque. Russel AS et al. (1981) ont trouvé une sensibilité de 21% et une spécificité de 90% en utilisant comme critère de référence le diagnostic rhumatologique positif d'une atteinte de la sacro-iliaque.

7.4.3.5 TEST DE RÉSISTANCE À L'ABDUCTION

Autres noms : Test REAB, resisted abduction test.

Utilisation : Indiquerait une dysfonction sacro-iliaque (ilio-sacrée) chez des personnes ne pouvant effectuer une rotation externe de hanche (exemple : prothèse de hanche).

Diagnostic différentiel : Autres douleurs d'origine sacro-iliaque, coxalgie.

Description : Le patient est en décubitus dorsal. L'examinateur amène le membre inférieur du côté de la sacro-iliaque à tester à 30° d'abduction tout en conservant la jambe en position neutre dans le plan sagittal (pas de flexion, ni d'hyperextension). Tout en appliquant une contre résistance au niveau du genou, on demande au patient de pousser latéralement en abduction.

Photo 5
Test REAB

Résultat : Le test est dit positif si le patient ressent une douleur au niveau de l'articulation sacro-iliaque homolatérale.

Prévalence : Inconnue.

Fiabilité : Inconnue.

Validité : En prenant comme critère de référence la diminution d'au moins 70% de la douleur suite à l'injection de lignocaïne dans l'articulation sacro-iliaque, Broadhurst NA et Bond MJ (1998) ont trouvé que ce test présente une sensibilité de 87%.

7.4.3.6 TEST D'OUVERTURE ANTÉRIEURE DE LA SACRO-ILIAQUE

Autres noms : Test de distraction, supine distraction test, gapping test.

Utilisation : Indiquerait une douleur liée à l'étirement des ligaments antérieurs de la sacro-iliaque pouvant résulter d'une dysfonction sacro-iliaque ou ilio-sacrée.

Diagnostic différentiel : Autres douleurs d'origine sacro-iliaque, douleur L5-S1.

Description : Le patient est en décubitus dorsal. L'examinateur croise ses deux mains et place le creux de ses paumes en regard des épines iliaques antéro-supérieures (EIAS). Il exerce ensuite une pression des deux mains postérieurement et vers l'extérieur (Laslett et Williams, 1994)

Photo 6
Test d'ouverture antérieure

Résultat : Le test est dit positif si le patient ressent une douleur au niveau d'une ou des deux articulations sacro-iliaques.

Prévalence : 25.5% des patients souffrant d'une lombo-sacralgie (Laslett et Williams, 1994).

Fiabilité : Laslett et Williams (1994) ont trouvé un coefficient de Kappa de 0.69 ($p<0.001$) et un coefficient de concordance de 88.2%. McCombe PF et al. (1989) ont trouvé un kappa de 0.11 (IC=95% : -0.09 – 0.31) entre deux chirurgiens (n=50) et de 0.36 (IC=95% : 0.12 – 0.60) entre un chirurgien et un physiothérapeute (n=33). Potter NA et Rothstein JM (1985) ont trouvé un coefficient de concordance de 94%.

Validité : Parmi les sujets présentant une lombo-sacralgie et ayant un test positif, 35% des patients ont vu leur douleur diminuée d'au moins 75% lors de l'anesthésie de l'articulation sacro-iliaque (Maigne JY et al., 1996). Chez des sujets chez qui on s'attend à avoir un test positif (SPA ou autres affections de la SI), Rantanen P et Airaksinen JM (1985) ont trouvé une sensibilité de 15%, Blower DW et Griffin AJ (1984) de 21% et Russel AS et al. (1981) 11%.

7.4.3.7 TEST D'OUVERTURE POSTÉRIEURE DE LA SACRO-ILIAQUE

Autres noms : Test de compression, compression test.

Utilisation : Indiquerait une douleur liée à l'étirement des ligaments postérieurs de la sacro-iliaque.

Diagnostic différentiel : Autres douleurs d'origine sacro-iliaque.

Description : Le patient est en décubitus latéral sur le côté opposé de la sacro-iliaque à tester. Ses genoux et hanches sont fléchis à plus ou moins 90°. L'examinateur comprime le bord supérieur de la crête iliaque en direction de la crête opposée des deux mains (Laslett et Williams, 1994).

Photo 7
Test d'ouverture postérieure

Résultat : Le test est dit positif si le patient ressent une douleur au niveau de l'articulation sacro-iliaque.

Prévalence : 31.4% des patients souffrant d'une lombo-sacralgie (Laslett et Williams, 1994).

Fiabilité : Laslett et Williams (1994) ont trouvé un coefficient de Kappa de 0.73 ($p<0.001$) et un coefficient de concordance de 88.2%. McCombe PF et al. (1989) ont trouvé un kappa de 0.09 (IC=95% : -0.09 – 0.27) entre deux chirurgiens (n=50) et de 0.16 (IC=95% : 0.02 – 0.30) entre un chirurgien et un physiothérapeute (n=33). Strenden LE et al. (1997) ont calculé un kappa de 0.26 et un coefficient de concordance de 79% alors que Potter NA et Rothstein JM (1985) ont calculé un coefficient de 76%.

Validité : Parmi les sujets présentant une lombo-sacralgie et ayant un test positif, 52% des patients ont vu leur douleur diminuée d'au moins 75% lors de l'anesthésie de l'articulation sacro-iliaque (Maigne JY et al., 1996). Chez des sujets chez qui on s'attend à avoir un test positif (SPA ou autres affection de la SI), Rantanen P et Airaksinen JM (1985) ont trouvé une sensibilité de 19%, Blower DW et Griffin AJ (1984) de 0% et Russel AS et al. (1981) 7%.

7.4.3.8 Test de cisaillement céphalique du sacrum

Autres noms : Cranial shear test, cranial glide.

Utilisation : Détection d'une dysfonction sacro-iliaque.

Diagnostic différentiel : Autres douleurs sacro-iliaques, douleur L5-S1.

Description : Le patient est en décubitus ventral. L'examinateur se place aux pieds du patient et place ses mains en regard du bord inférieur du sacrum. Il comprime alors le sacrum en direction de la tête du patient (Laslett et Williams, 1994).

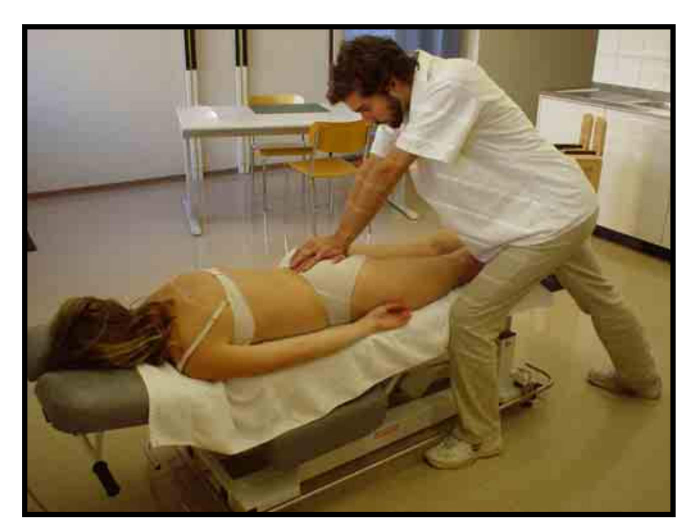


Photo 8
Test du cisaillement céphalique du sacrum

Résultat : Le test est dit positif si le patient ressent une douleur au niveau d'une ou des deux articulations sacro-iliaques.

Prévalence : 27.5% des patients souffrant d'une lombo-sacralgie (Laslett et Williams, 1994).

Fiabilité : Laslett et Williams (1994) ont trouvé un coefficient de Kappa de 0.61 ($p<0.001$) et un coefficient de concordance de 84.3%.

Validité : Parmi les sujets présentant une lombo-sacralgie et ayant un test positif, 23% des patients ont vu leur douleur diminuée d'au moins 75% lors de l'anesthésie de l'articulation sacro-iliaque (Maigne JY et al., 1996).

7.4.3.9 TEST DE COMPRESSION DU SACRUM

Autres noms : Sacral thrust test.

Utilisation : Détection d'une dysfonction sacro-iliaque.

Diagnostic différentiel : Autres douleurs d'origine sacro-iliaque, douleur L5-S1.

Description : Le patient est en décubitus ventral. L'examinateur comprime le sacrum avec ses deux mains en direction de la table (Laslett et Williams, 1994). Ce test peut être fait plus spécifiquement sur une articulation en plaçant le bord cubital de la main inférieur en regard de la crête sacrée controlatérale.

Photo 9
Test de compression du sacrum

Résultat : Le test est dit positif si le patient ressent une douleur au niveau d'une ou des deux articulations sacro-iliaques.

Prévalence : 35.0% des patients souffrant d'une lombo-sacralgie (Laslett et Williams, 1994).

Fiabilité : Laslett et Williams (1994) ont trouvé un coefficient de Kappa de 0.52 ($p<0.001$) et un coefficient de concordance de 78.0% et Dreyfuss P et al. (1996) un kappa de 0.30.

Validité : Dreyfuss P et al. (1996) ont calculé la sensibilité (53%) et la spécificité (35%) de ce test en prenant comme référence la disparition de 90% des douleurs lors des tests de provocations de douleur suite à l'injection d'un analgésique dans l'articulation sacro-iliaque. Chez des sujets chez qui on s'attend à avoir un test positif (SPA ou autre affection de la SI), Blower DW et Griffin AJ (1984) ont trouvé une sensibilité de 27% et Russel AS et al. (1981) de 3%.

7.4.3.10 TEST DE COMPRESSION DE LA SYMPHYSE PUBIENNE

Autres noms : Pressure on the pubic symhysis test.

Utilisation : Indiquerait une douleur d'origine sacro-iliaque.

Diagnostic différentiel : Douleur d'origine L5-S1

Description : Le patient est couché sur le dos. L'examinateur applique la paume d'une de ses mains sur la symphyse et son autre main au-dessus de la première. Il effectue alors une compression, bras tendu dans le sens antéro-postérieur (Maigne JY et al., 1996).

Photo 10
Test de compression de la symphyse pubienne

Résultat : Le test est dit positif si le patient ressent une douleur postérieure en regard d'une de ses articulations sacro-iliaques.

Fiabilité : Inconnue.

Validité : Parmi les sujets présentant une lombo-sacralgie et ayant un test positif, 34% des patients ont vu leur douleur diminuée d'au moins 75% lors de l'anesthésie de l'articulation sacro-iliaque (Maigne JY et al., 1996).

7.4.3.11 TEST DE RÉSISTANCE À LA ROTATION EXTERNE

Autre nom : Resisted external rotation of the hip test.

Utilisation : Indiquerait une dysfonction sacro-iliaque (ilio-sacrée).

Diagnostic différentiel : Autres affections de la sacro-iliaque, douleur d'origine L5-S1

Description : Le patient est en décubitus ventral. L'examinateur emmène une flexion de genou à 90° du côté du test. Tout en stabilisant la hanche d'une main, l'examinateur demande au patient d'entraîner sa hanche en rotation externe en amenant son pied en dedans tout en résistant au niveau de ses chevilles (Maigne JY et al., 1996). Une autre façon de procéder est de mettre le patient en décubitus dorsal, emmener les deux genoux à 90° de flexion avec un appui (coussin, canapé, etc.) et de demander au patient d'écarter les genoux (McCombe PF et al., 1989).

Photo 11
Rotation externe contre résistance en DV

Photo 11 bis
Rotation externe contre résistance en DD

Résultat : Le test est positif si le patient ressent une douleur au niveau de la sacro-iliaque (Maigne JY et al., 1996).

Fiabilité : McCombe PF et al. (1989), ont trouvé un kappa de 0.63 (IC=95% : 0.43 – 0.83) entre deux chirurgiens (n=50) et de 0.38 (IC=95% : 0.14 – 0.62) entre un chirurgien et un physiothérapeute (n=33).

Validité : Parmi les sujets présentant une lombo-sacralgie et ayant un test positif, 67% des patients ont vu leur douleur diminuée d'au moins 75% lors de l'anesthésie de l'articulation sacro-iliaque (Maigne JY et al., 1996).

7.4.3.12 TEST DE MAITLAND

Autre nom : Maitland's test.

Utilisation : Indiquerait une dysfonction sacro-iliaque (ilio-sacrée).

Diagnostic différentiel : Autres affections de la sacro-iliaque, douleur d'origine L5-S1.

Description : Le patient est en décubitus latéral avec le côté à tester en haut. Il fléchit a 90° la hanche du haut et garde l'autre membre inférieur en extension. L'examinateur se place face au patient et entraîne son EIAS vers l'arrière et le haut d'une main et la tubérosité ischiatique vers le bas et l'avant de l'autre engendrant ainsi une nutation du bassin (Maigne JY et al., 1996).

Photo 12
Test de Maitland

Résultat : Le test est positif si le patient ressent une douleur au niveau de la sacro-iliaque (Maigne JY et al., 1996).

Fiabilité : McCombe PF et al. (1989) ont trouvé un kappa de 0.26 (IC=95% : 0.06 – 0.46) entre deux chirurgiens (n=50) et de 0.38 (IC=95% : 0.18 – 0.58) entre un chirurgien et un physiothérapeute (n=33).

Validité : Inconnue.

7.4.3.13 AUTRES TESTS DE PROVOCATION DE DOULEUR

Nom : Test de flexion-adduction (flexion-adduction test).

Brève description : Le patient est en décubitus dorsal. L'examinateur entraîne le MI du côté de la sacro-iliaque à tester en flexion de hanche et de genou à 90° et en adduction. L'examinateur augmente doucement le paramètre d'adduction. Le signe est positif si le patient ressent une douleur au niveau de la sacro-iliaque. (Grieve GP, 1976).

Nom : Test d'hyperextension (hyperextension test)

Brève description : Le patient est en décubitus ventral. L'examinateur stabilise le sacrum d'une main et provoque une extension de la coxo-fémorale de l'autre. Le signe est positif si le patient ressent une douleur au niveau de la sacro-iliaque. (Grieve GP, 1976)

7.4.4 TESTS POSITIONNELS

7.4.4.1 HAUTEUR RELATIVE DES CRÊTES ILIAQUE (EN POSITION DEBOUT OU ASSISE)

Autres noms : Palpation in standing or sitting of iliac crest levels.

Utilisation : Indiquerait une asymétrie du bassin pouvant évoquer une dysfonction sacro-iliaque ou ilio-sacrée.

Diagnostic différentiel : Différence de longueur de jambe (en position debout), différences anatomiques du bassin

Description : Le patient se met debout avec les pieds légèrement écartés. L'examinateur se place derrière le sujet et place le bord radial de ses mains sur le bord supérieur de la crête iliaque en glissant les mains dans le sens céphalo-caudale (Potter NA et Rothstein JM, 1985). Le même test se fait également assis (Potter NA et Rothstein JM, 1985).

Photo 13
Hauteur relative des crêtes iliaques debout

Photo 14
Hauteur relative des crêtes iliaques assis

Résultat : Le test est positif si les deux mains ne se trouvent pas à la même hauteur (test à trois modalités : plus haut à gauche, plus haut à droite, hauteur égale).

Prévalence : Inconnue.

Fiabilité : Potter et Rothstein (1985) ont trouvé un coefficient de concordance de 35.3% en position debout et 41.2% en assis.

Validité : Inconnue.

7.4.4.2 HAUTEUR RELATIVE DES ÉPINES ILIAQUES POSTÉRO-SUPÉRIEURES

Autres noms : Palpation in standing, sitting or prone of posterior superior iliac spine.

Utilisation : Indiquerait une asymétrie du bassin pouvant évoquer une dysfonction sacro-iliaque ou ilio-sacrée.

Diagnostic différentiel : Différence de longueur de jambe (en position debout), différence anatomique du bassin.

Description : Le patient se met debout avec les pieds écartés d'environ 30 cm. L'examinateur se place derrière le sujet et place ses pouces en dessous de chaque épine iliaque postéro-supérieure (EIPS) en se posant contre le rebord osseux de l'EIPS. (Potter NA et Rothstein JM, 1985)

Ce test se fait également en position assise (Potter NA et Rothstein JM, 1985) ou couché (Greenman PE, 1996; O'Haire C et Gibbons P, 2000).

Photo 15
Hauteur relative des EIPS debout

Photo 16
Hauteur relative des EIPS assis

Résultat : Le test est positif si les deux mains ne se trouvent pas à la même hauteur (test à trois modalités : plus haut à gauche, plus haut à droite, hauteur égale).

Prévalence : Inconnue.

Fiabilité : Riddle DL et al. (2002) ont testé 60 sujets lombalgiques. Ils ont trouvé un coefficient de concordance de 69.2% et un kappa de 0.37. Potter et Rothstein (1985) ont trouvé un coefficient de concordance de 35.3% sur 17 sujets indépendamment de la position debout ou assise. O'Haire C et Gibbons P (2000) en étudiant des patients asymptomatiques, ont évalué la fiabilité intra-testeur de 10 étudiants en terminale. Ils ont trouvé un kappa variant entre les individus de 0.07 à 0.58. Six examinateurs (60%) avaient un indice de kappa relevant une concordance intra-testeur significativement ($p<0.01$) supérieur à celle liée au hasard. En ce qui concerne la fiabilité inter-testeur, ils ont trouvé un kappa de 0.04. Lavangie PK (1999), en utilisant un appareil de mesure, a identifié une asymétrie de la hauteur des EIPS avec un ICC(3 ;1) de 0.70 (fiabilité intra-testeur).

Validité : Inconnue

7.4.4.3 HAUTEUR RELATIVE DES ÉPINES ILIAQUES ANTERO-SUPÉRIEURES

Autres noms : Palpation in standing, sitting or prone of anterior superior iliac spine.

Utilisation : Indiquerait une asymétrie du bassin pouvant évoquer une dysfonction sacro-iliaque ou ilio-sacrée.

Diagnostic différentiel : Différence de longueur de jambe (en position debout), différences anatomiques du bassin

Description : Le patient se met debout avec les pieds écartés d'environ 30cm. L'examinateur se place devant le sujet et place ses pouces en dessous de chaque épine iliaque antero-supérieure (EIAS) en se posant sous le rebord osseux de l'EIAS. (Potter NA et Rothstein JM, 1985).

Ce test se fait également en position assise (Potter NA et Rothstein JM, 1985) ou couchée (Greenman PE, 1996; O'Haire C et Gibbons P, 2000).

Photo 17
Hauteur relative des EIAS debout

Photo 18
Hauteur relative des EIAS assis

Résultat : Le test est positif si les deux mains ne se trouvent pas à la même hauteur (test à trois modalités : plus haut à gauche, plus haut à droite, hauteur égale).

Prévalence : Inconnue.

Fiabilité : Lavangie PK (1999), en utilisant un appareil de mesure, a identifié une asymétrie de la hauteur des EIPS avec un ICC(3 ;1) de 0.75 (fiabilité intra-testeur). Potter et Rothstein (1985) ont trouvé un coefficient de concordance 37.5% pour la hauteur de EIAS avec le sujet debout et 43.7% lorsque le patient est assis.

Validité : Inconnue.

7.4.4.4 PROFONDEUR DES SILLONS SACRO-ILIAQUES

Autre nom : Palpation of sacral sulcus.

Utilisation : Indiquerait une asymétrie du sacrum pouvant évoquer une dysfonction sacro-iliaque.

Diagnostic différentiel : Différences anatomiques du bassin

Description : Le patient est en décubitus ventral. L'examinateur glisse les pouces en dedans depuis l'épine iliaque postéro-supérieure jusqu'à ce qu'on ne la sente plus. On déplace les pouces céphaliquement jusqu'à ce qu'on tombe dans une petite dépression qui correspond au sillon sacro-iliaque. On compare alors la profondeur des deux sillons (Greenman PE, 1996; O'Haire C et Gibbons P, 2000).

Photo 19
Test de la profondeur des sillons sacro-iliaques

Résultat : Le test est positif si les deux pouces mettent en évidence une différence de profondeur (test à trois modalités : plus profond à gauche, plus profond à droite, profondeur égale). Ce test évoque alors une dysfonction sacro-iliaque avec un sacrum postérieur du côté ou le sillon est moins profond ou antérieure du côté opposé.

Prévalence : Inconnue.

Fiabilité : O'Haire C et Gibbons P (2000) en étudiant des patients asymptomatiques, ont évalué la fiabilité intratesteur de 10 étudiants en terminale. Ils ont trouvé un kappa variant entre les individus de 0.02 à 0.60. Quatre examinateurs (40%) avaient un indice de kappa relevant une concordance intratesteur significativement ($p<0.01$) supérieure à celle liée au hasard. En ce qui concerne la fiabilité intertesteur, ils ont trouvé un kappa de 0.07. Tinturier C (2003), a trouvé un kappa de Fleiss de 0.02 à gauche et un kappa de 0.00 à droite lors du test des sillons effectué par 32 ostéopathes expérimentés sur 32 patients lombalgiques.

Validité : Inconnue.

7.4.4.5 HAUTEUR RELATIVE DES ANGLES INFÉRIEURS ET LATÉRAUX DU SACRUM

Autres noms : Height of sacral inferior lateral angle.

Utilisation : Indiquerait une asymétrie du sacrum pouvant évoquer une dysfonction sacro-iliaque.

Diagnostic différentiel : Différences anatomiques du bassin

Description : Le patient est en décubitus ventral. L'examinateur glisse les doigts le long de la crête sacrée caudalement puis longe le bord inférieur du sacrum avec les pouces jusqu'à l'angle inférieur latéral du sacrum. On compare alors la hauteur relative des deux angles (Greenman PE, 1996; O'Haire C et Gibbons P, 2000).

Photo 20
Test de la profondeur des sillons sacro-iliaques

Résultat : Le test est positif si les deux pouces mettent en évidence une différence de hauteur (test à trois modalités : plus haut à gauche, plus haut à droite, hauteur égale). On peut aussi évaluer la position antéro-postérieur des AIL (Ebenegger, 1996). Ce test évoquerait alors plusieurs différents types de dysfonction sacro-iliaque possibles.

Prévalence : Inconnue.

Fiabilité : O'Haire C et Gibbons P (2000) en étudiant des patients asymptomatiques, ont évalué la fiabilité intratesteur de 10 étudiants en terminale. Ils ont trouvé un kappa variant entre les individus de -0.05 à 0.69. Trois examinateurs (30%) avaient un indice de kappa relevant une concordance intratesteur significativement ($p<0.01$) supérieure à celle liée au hasard. En ce qui concerne la fiabilité intertesteur, ils ont trouvé un kappa de 0.08.

Validité : Inconnues

7.4.4.6 TEST DE LA HAUTEUR RELATIVE DES TUBÉROSITÉS ISCHIATIQUES EN POSITION ASSISE

Autres noms : Test of partial elevation of the buttock while sitting.

Utilisation : Pourrait indiquer une douleur à l'appui des ischions du côté ou l'on soupçonne une dysfonction sacro-iliaque ou ilio-sacrée.

Diagnostic différentiel : Différences anatomiques du bassin.

Description : Le patient est assis. L'examinateur glisse ses mains afin que les tubérosités ischiatiques reposent dans ses paumes. Il évalue alors si la pression est identique entre les deux mains (Dreyfuss P et al., 1996)

Photo 21
Test de la hauteur relative des tubérosités ischiatiques

Résultat : Le test est positif si l'on observe une différence de hauteur des ischions. Si l'on test l'appui, le côté positif est celui ou le patient diminue son appui. (Dreyfuss P et al., 1996)

Prévalence : Inconnue.

Fiabilité : On a calculé un kappa de 0.22 pour ce test (Dreyfuss P et al., 1996)

Validité : Dreyfuss P et al. (1996) ont calculé la sensibilité (18%) et la spécificité (77%) de ce test en prenant comme référence la disparition de 90% des douleurs lors des tests de provocations de douleur suite à l'injection d'un analgésique dans l'articulation sacro-iliaque.

7.4.4.7 TORSION DU BASSIN ÉVALUÉE PAR UN APPAREIL DE MESURE

Utilisation : Evaluerait l'asymétrie du bassin et évoquerait une dysfonction sacro-iliaque.

Diagnostic différentiel : Différences anatomiques du bassin, différence de longueur de jambe.

Description : Le patient est debout. L'examinateur repère les épines iliaques postéro-supérieures (EIPS) et les épines iliaques antéro-supérieures (EIAS). On peut alors comparer la position relative de chaque ilium en comparant la hauteur des épines iliaque. Pour ce faire, on applique un inclinomètre couplé à une pince sur les épines iliaques d'un côté puis de l'autre. L'examinateur compare alors les valeurs relevées pour identifier une asymétrie du bassin. (Freburger JK et Riddle DL, 1999).

Résultat : Le test est positif si l'examinateur trouve une différence d'inclinaison entre les deux bassins. Il s'agit alors soit d'un ilium antérieur d'un côté soit d'un ilium postérieur de l'autre.

Valeurs : On a trouvé chez 74 patients des valeurs allant de –16° (ilium postérieur) à +35° (ilium antérieur). On trouve une différence moyenne entre les deux iliums de 0.9° avec un écart type de 6.4° (Freburger JK et Riddle DL, 1999).

Fiabilité : Ce test présente un ICC(2 ;1) de 0.27 et un kappa de 0.18 selon Freburger JK et Riddle DL (1999) alors que Levangie PK (1999) à trouvé un ICC(3 ;1) de 0.61 pour un appareil fixe mesurant la hauteur relative des épines iliaques supérieures.

Validité : En vu des résultats de l'étude de Freburger JK et Riddle DL (1999), la validité de ce test, et donc également de l'évaluation visuelle, de la hauteur des épines iliaques est mise en question.

7.4.4.8 AUTRES TESTS POSITIONNELS

Nom : Hauteur relative de la symphyse pubienne (pubic symphysis height).

Description : Le patient est en décubitus dorsal. L'examinateur repère la symphyse par le talon de la main et y place l'extrémité des doigts de part et d'autre de la symphyse pubienne. Un test est positif lorsqu'il existe une différence de hauteur des symphyses (Greenman PE, 1996).

Fiabilité / validité : Inconnues.

7.4.5 TESTS DYNAMIQUES OU DE MOBILITÉ

7.4.5.1 TEST DE FLEXION DEBOUT (TFD)

Autres noms : Standing flexion test, overtake phenomenon, Vorlauf test, signe de Piedallu debout

Utilisation : Identifierait une dysfonction sacro-iliaque (ilio-sacrée).

Diagnostic différentiel : Différence de longueur de jambe, raideur des ischio-jambiers et des fessiers controlatéraux

Description : Le patient est debout les pieds légèrement écartés. L'examinateur se place derrière le patient et place ses pouces en dessous des épines iliaques postéro-supérieures (EIPS). Tout en gardant les genoux en extension, le patient effectue une antéflexion et descend aussi bas qu'il le peut. L'examinateur évalue la symétrie des mouvements des EIPS en fin de flexion.

Photo 22
Test de flexion debout

Résultat : Le test est positif du côté ou l'EIPS effectuerait une ascension en fin de flexion. (Kuchera WA et Kuchera ML, 1992).

Prévalence : Dreyfuss P et al. (1994) ont trouvé une prévalence de tests positifs de 13% chez une population asymptomatiques (n=101). Cette prévalence semble être plus importante (p=0.053) du côté droit (10%) que du côté gauche (3%) ce qui a été également relevé par une autre étude (Fantoni G, 2003) comportant également des sujets symptomatiques.

Fiabilité : Riddle DL et al. (2002) ont testé 60 sujets lombalgiques. Ils ont trouvé un coefficient de concordance de 55.4% et un kappa de 0.32. Bowman C et Gribble R (1987) ont trouvé un kappa de 0.23 pour la reproductibilité inter-testeur, van Deursen LLJM et al. (1990) un kappa de 0.11 et Van der Wurff P et al. (1996) un kappa de 0.29. avec un coefficient de concordance de 74%. Tinturier C (2003) a calculé un kappa de Fleiss de 0.02 entre 32 ostéopathes diplômés sur 32 sujets lombalgiques en modifiant légèrement le test. Vincent-Smith B et Gibbons P (1999) ont trouvé un kappa de 0.09 (IC=95% : -0.01 – 0.18) sur des sujets asymptomatiques. La concordance intra-testeur du TFD sur des sujets asymptomatiques de dix testeurs varie entre 0.16 et 0.72 (Vincent-Smith B et Gibbons P ; 1999). Potter et Rothstein (1985) ont trouvé un coefficient de concordance de 43.7%.

Validité : En comparant les résultats avec ceux d'un test positionnel effectué par un appareil de mesure, Lavangie PK (1999) à trouvé une sensibilité de 17% et une spécificité de 79%. Il y aurait 0.77 (IC=95% : 0.42-1.42) fois plus de TFD positifs chez les sujets lombalgiques par rapports aux non-lombalgiques.

7.4.5.2 TEST DE FLEXION ASSIS

Autres noms : signe de Piedallu assis, TFA, lock sign, sitting flexion test.

Utilisation : Identifierait une dysfonction sacro-iliaque et permettrait de différencier une dysfonction ilio-sacrée d'une dysfonction sacro-iliaque lorsque ce test est associé au TFD.

Description : Le patient est assis, les pieds à plat au sol tout en ayant les cuisses posées sur la table. L'examinateur se place derrière le patient et place ses pouces en dessous des épines iliaques postéro-supérieures (EIPS). Le patient effectue une antéflexion et descend aussi bas qu'il le peut. L'examinateur évalue la symétrie des mouvements des EIPS en fin de flexion.

Photo 23
Test de flexion assis

Résultat : Le test est positif du côté ou l'EIPS effectuerait une ascension en fin de flexion. Si le TFA est positif, cela signifierait que le membre inférieur n'est pas en cause dans l'apparition de la SIJD et on parlerait alors plutôt de dysfonction sacro-iliaque. Si le TFA est négatif, cela indiquerait que la dysfonction dépend du membre inférieur et on parlerait de dysfonction ilio-sacrée (Kuchera WA et Kuchera ML, 1992).

Prévalence : Dreyfuss P et al. (1994) ont trouvé une prévalence de tests positifs de 8% chez une population asymptomatique (n=101). Cette prévalence semble être plus importante (p=0.053) du côté droit (7%) que du côté gauche (1%).

Fiabilité : Potter et Rothstein (1985) ont trouvé un coefficient de concordance de 50%. Tinturier C (2003) a calculé un kappa de Fleiss de 0.03 entre 32 ostéopathes diplômés sur 32 sujets lombalgiques en modifiant légèrement le test. En effet, il considère qu'un test est positif du moment qu'une EIPS devance l'autre d'au moins 1 cm à n'importe quel moment de la flexion (d'où la possibilité d'avoir un positif à gauche et un positif à droite)

Validité : En comparant les résultats avec ceux d'un test positionnel effectué par un appareil de mesure, Lavangie PK (1999) à trouvé une sensibilité 9% et une spécificité de 93%. Elle a observé 1.52 (IC=95% : 0.63-3.64) fois plus de TFA positifs chez les sujets lombalgiques par rapports aux sujets non-lombalgiques.

7.4.5.3 Test de Derbrolowsky

Autres noms : Le test de modification de longueur de jambe lors du passage de la position allongée à assise, long sitting test.

Utilisation : Indiquerait une postériorité d'un ilium.

Diagnostic différentiel : Différence de longueur de jambe.

Description : Le patient est allongé sur le dos. L'examinateur place ses pouces (1) contre le bord inférieur des malléoles externes (latérales)et demande au patient de se lever symétriquement, en utilisant s'il le désire ses bras, à la position assise, jambes tendues (2). L'examinateur compare la position relative de ses pouces entre les deux positions (Potter NA et Rothstein JM, 1985).

Photo 24
Test de Derbrolowsky (1)

Photo 25
Test de Derbrolowsky (2)

Résultat : Le test est positif si une jambe paraît plus longue par rapport à l'autre lorsque le patient passe à la position assise. On a donc trois issues possibles : positif à gauche, positif à droite ou négatif.

Prévalence : Inconnue.

Fiabilité : Riddle DL et al. (2002) ont testé 60 sujets lombalgiques. Ils ont trouvé un coefficient de concordance de 44.6% et un kappa de 0.19. Potter et Rothstein (1985) ont trouvé un coefficient de concordance de 40.0%

Validité : En comparant les résultats avec ceux d'un test positionnel effectué par un appareil de mesure, Lavangie PK (1999) a trouvé une sensibilité de 44% et une spécificité de 64%. Il y aurait 1.23 (IC=95% : 0.75-2.02) fois plus de tests positifs chez les sujets lombalgiques par rapport aux non-lombalgiques. En utilisant comme critère de référence d'autres tests qui ne sont pas valides (TFD +, asymétrie des EIPS, TFA -), Bemis T et Daniel M (1987) ont trouvé une sensibilité de 41% et une spécificité de 83%.

7.4.5.4 LE TEST DE MODIFICATION DE LONGUEUR DE JAMBE LORS DE LA FLEXION DU GENOU EN DÉCUBITUS VENTRAL

Autres noms : Prone knee flexion test.

Utilisation : Indiquerait initialement le côté en dysfonction (test positionnel) puis la postériorité ou l'antériorité d'un ilium.

Diagnostic différentiel : Différence de longueur de jambe vraie.

Description : Le patient est allongé sur le ventre, la tête en position neutre. L'examinateur se place aux pied du patient, lui prend les talons (partie postérieur du calcaneum) son index longeant la face postérieure de la malléole externe (1). L'examinateur compare la longueur relative des membres et amène ensuite passivement une flexion de genoux tout en conservant la position de la cheville en pronation ou supination avec une légère rotation externe (2). L'examinateur compare alors la hauteur relative des talons (Potter NA et Rothstein JM, 1985).

Photo 26
Test de flexion des genoux en décubitus ventral (1)

Photo 27
Test de flexion des genoux en décubitus ventral (2)

Résultat : On considère que la jambe apparemment courte est celle qui présenterait une dysfonction. Un allongement relatif du membre court lors de la flexion indiquerait un ilium postérieur alors qu'un raccourcissement relatif indiquerait un ilium antérieur. Ce test est un test à 5 modalités : négatif, antérieur à gauche, postérieur à gauche, antérieur à droite, postérieur à droite.

Prévalence : Inconnue.

Fiabilité : Riddle DL et al. (2002) ont testé 60 sujets lombalgiques. Ils ont trouvé un coefficient de concordance de 60.0% et un kappa de 0.26. Potter et Rothstein (1985) ont trouvé un coefficient de concordance de 23.5% sur 17 sujets.

Validité : Inconnue.

7.4.5.5 Le test de Gillet

Autres noms : Test de la cigogne, Standing hip and knee flexion test, Gillet-Liekens test, one legged stork test, Rücklauf test.

Utilisation : Indiquerait une dysfonction sacro-iliaque (ilio-sacrée).

Diagnostic différentiel : Inconnu.

Description : Le patient est debout. L'examinateur se place derrière lui en plaçant un pouce sous l'épine iliaque postéro-inférieure (EIPI) et l'autre au niveau de S2 à l'aplomb de l'EIPI. L'examinateur demande alors au patient de fléchir son genou et sa hanche du côté à tester. On observe le mouvement de l'EIPI qui devrait descendre (référence extérieure). Le même test est réalisé du côté opposé (Sturersson B et al., 2000).

Photo 28
Test de Gillet

Résultat : Le fait que l'EIPI ne descende pas lors de la flexion du membre indiquerait une dysfonction de l'articulation sacro-iliaque du côté de la palpation.

Prévalence : Dreyfuss P et al. (1994) ont trouvé une prévalence de tests positifs de 16% chez une population asymptomatique (n=101). Cette prévalence est plus importante chez les femmes (26.4%) que chez les hommes (4.2%).

Fiabilité : On a quantifié sa reproductibilité par un kappa de 0.4 (McCombe PF et al., 1989), de 0.22 (Dreyfuss P et al., 1996), de 0.08 (Meijne W et al., 1999) et de 0.02 (Carmichael JP, 1987). Potter et Rothstein (1985) ont trouvé un coefficient de concordance de 46.7%, Wiles MR (1980) 64%, Herzog W et al. (1989) 79%, Meyne W et al. (1999) 80% et Carmichael JP (1987) 85%.

Validité : Dreyfuss P et al. (1996) ont calculé la sensibilité (46%) et la spécificité (64%) de ce test par rapport à la diminution d'au moins 90% de la douleur lors de l'injection d'un analgésique dans l'articulation sacro-iliaque. Ils ont montré que la mobilité sacro-iliaque lors de ce test était d'en moyenne 0.2° postérieurement chez des sujets présentant un syndrome sacro-iliaque et ayant au moins une mobilité moyenne de la SI de 1.1° (Sturersson B et al., 2000). Ce test, selon eux, n'évalue pas la mobilité de l'articulation sacro-iliaque. En comparant les résultats avec ceux d'un test positionnel effectué par un appareil de mesure, Lavangie PK (1999) a trouvé pour ce test une sensibilité de 8% et une spécificité de 93%. Il y aurait 4.57 (IC=95% : 1.51-13.86) fois plus de tests positifs chez les sujets lombalgiques par rapports aux non-lombalgiques.

7.4.5.6 LE TEST D'ELASTICITÉ DE LA SACRO-ILIAQUE

Autres noms : Spring test or joint play test.

Utilisation : Indiquerait initialement une hypo ou une hypermobilité de l'articulation sacro-iliaque.

Description : Le patient est en décubitus ventral. L'examinateur place le bord cubital d'une main sur le sacrum en regard de l'articulation sacro-iliaque. Il place sa deuxième main sur la première. Il effectue alors une mise en tension en comprimant les tissus antérieurement et céphaliquement. C'est alors qu'il effectue le test d'élasticité en augmentant rapidement la compression dans les mêmes paramètres. L'examinateur juge alors l'amplitude de la force initiale, la qualité de l'arrêt, la qualité du « recoil » et la réponse subjective du patient (Hesch J, 1996) ainsi que la comparaison avec le côté controlatéral (Dreyfuss P et al., 1996).

Photo 29
Test d'élasticité de la sacro-iliaque

Résultat : Ce test subjectif permet d'estimer si l'articulation est hypomobile, normale ou hypermobile.

Prévalence : Inconnue.

Fiabilité : Dreyfuss P et al. (1996) ont évalué la reproductibilité de ce test entre un chiropraticien et un médecin par un kappa de 0.15.

Validité : Dreyfuss P et al. (1996) ont calculé la sensibilité (62%) et la spécificité (45%) de ce test en recherchant uniquement un point tendre en prenant comme référence la disparition de 90% des douleurs lors des tests de provocation de douleur suite à l'injection d'un analgésique dans l'articulation sacro-iliaque.

7.4.6 AUTRES TESTS

7.4.6.1 SIGNE DE FORTIN

Utilisation : Permet d'identifier une douleur d'origine sacro-iliaque.

Diagnostic différentiel : Douleur musculaire de la zone, douleur articulaire de la charnière lombo-sacrée.

Description : Un patient présente un test de Fortin positif lorsqu'il répond aux critères suivants :

- Le patient peut localiser la douleur à l'aide d'un seul doigt
- La zone indiquée se situe en dessous et en dedans de l'épine iliaque postéro-supérieur (EIPS) et ne se trouve à pas plus d'un centimètre de l'EIPS (Fortin J et al., 1994a & 1994b)
- Le patient montre le même point à au moins deux reprises

Lorsque le patient ne ressent pas la douleur directement, on peut la provoquer par un test de Patrick ou en demandant au patient de se tourner sur le côté (Fortin JD et Falco FJ, 1997).

Photo 30
Signe de Fortin

Fiabilité : Fortin et Falco (1997) ont trouvé une très bonne concordance inter-testeur. Dreyfuss P et al. (1996), en n'utilisant comme critère que le point 2, ont trouvé un kappa de 0.60 et un coefficient de concordance de 81%.

Validité : Sur 16 patients ayants un test de Fortin positif, tous présentèrent une réponse positive à l'épreuve d'injection d'analgésique dans l'articulation sacro-iliaque (Fortin JD et Falco FJ, 1997). Chez 85 patients présentant une sacralgie, Dreyfuss P et al. (1996) ont trouvé, en n'effectuant que le point 2 du test de Fortin, une sensibilité de 71% et une spécificité de 47% en prenant comme critère de référence une diminution de 90% de la douleur lors de l'anesthésie de l'articulation.

7.4.6.2 Signe de Mennell

Utilisation : Permettrait d'identifier un blocage de la sacro-iliaque.

Diagnostic différentiel : Douleur musculaire de la zone, douleur articulaire de la charnière lombo-sacrée.

Description : Un patient présente un signe de Mennell lorsqu'il présente les signes suivants (Maigne R, 1989) :

- l'EIPS est plus haute en position assise du côté du blocage. Cette différence disparaît suite à la manœuvre de réduction.
- Position antalgique en latéroflexion avec une concavité du côté positif en cas d' « entorse sacro-iliaque aiguë ».
- Il peut exister un faux signe de Lasègue mais la flexion de la tibio-tarsienne n'augmente pas la douleur (signe de Bragar).
- La latéroflexion du rachis est habituellement non-douloureuse.
- Si le patient présente une sciatalgie, celle-ci a une topographie tronculaire.
- Le test clinique de Mennell consiste à mesurer la distance qui sépare les EIPS et les EIPI en position assise, puis en décubitus ventral. Le test est positif si l'on trouve un rapprochement inférieur à 1.5cm des EIPS et EIPI entre les deux positions (Mennell J, 1952).

Photo 31
Distance entre les EIPS en position assise

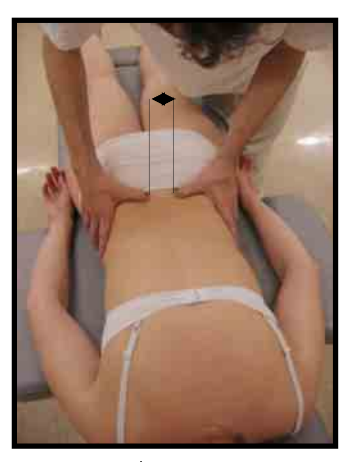


Photo 32
Distance entre les EIPS en position couchée

Fiabilité : Inconnue.

Validité : Calachis SC et al. (1963), en utilisant des broches insérées dans les os iliaques, ont trouvé chez 12 sujets une légère tendance inverse à savoir un écartement des EIPS et EIPI lors du passage de la position assise à couchée. L'amplitude optimale était de 1.5mm. En prenant comme critère de référence le diagnostic de spondyloarthrite ankylosante, Rantanen P et Airaksinen JM (1985) ont trouvé une sensibilité de 50% pour ce signe.

7.4.6.3 UTILISATION D'UN ÉCHO-DOPPLER POUR IDENTIFIER UNE DYSFONCTION SACRO-ILIAQUE

Description : Buyruk HM et al. ont proposé d'étudier la raideur de l'articulation sacro-iliaque en utilisant un vibrateur Derritron VP3 et un écho-Doppler Angio Dynograph de Philips. Ils ont proposé d'étudier la transmission de la vibration appliquée sur une EIAS en appliquant le capteur postérieurement en regard de l'articulation homolatérale. La fréquence optimale semble être 20Hz.

Reproductibilité : Buyruk HM et al. (1995b) ont trouvé un coefficient de concordance de 0.97 sur les sacro-iliaques gauches et de 0.94 sur les sacro-iliaques droites chez des sujets asymptomatiques.

Validité : Lors de leur étude sur cadavre (Buyruk HM et al., 1995a), ils ont pu montrer qu'il existe une différence significative de la transmission des vibrations objectivée par l'écho-Doppler, ceci entre une articulation normale, vissée et dont les ligaments ont été disséqués.

7.4.6.4 TESTS INCONNUS DES AUTEURS

Nom et source : Van Deurssen LLSM et al. (1990) ont évalué un test qu'ils appellent « Translation of SIJ » dont nous ne trouvons pas la description. Ils ont trouvé un kappa de 0.14 pour ce test.

Nom et source : Slipman CW et al. (1998) ont incorporé dans leur score à tests multiples un test qu'ils appellent test de Yeoman qui n'a pas été trouvé dans la littérature référencée sur Pubmed par notre méthodologie de recherche de référence.

7.5 LE TEST DE DOWNING

7.5.1 LE TEST DE DOWNING SELON DOWNING

Ce test a été décrit en 1935 par Carter Harrison Downing, docteur en médecine et en ostéopathie (Downing CH, 1935). A cette époque, l'auteur considérait que ce test permettait une analyse fonctionnelle complète des deux sacro-iliaques que les tests positionnels, les tests de provocation de douleur ou de point tendre ne pouvaient pas faire.

7.5.1.1 LES MANŒUVRES DU TEST DE DOWNING

En utilisant le membre inférieur comme bras de levier, l'auteur pensait engendrer un moment sur l'articulation sacro-iliaque mobilisant ainsi cette articulation. Il pensait effectuer :

- Une manœuvre d'allongement ou « lengthening test » qui consiste à augmenter le paramètre de rotation externe de la coxo-fémorale avec le genou en légère flexion et la coxo-fémorale en adduction. Cette manœuvre provoquerait, celui lui, une antéversion unilatérale de l'ilium par rapport au sacrum (antériorisation de l'ilium) par le biais du ligament en Y (renforcement de la capsule coxo-fémorale).

Photo 33
Test d'allongement

- Une manœuvre de raccourcissement ou « shortening test » qui consiste à augmenter le paramètre de rotation interne de la coxo-fémorale avec une flexion de genou de 90° associées à une abduction de la coxo-fémorale. Cette manœuvre provoquerait une rétroversion unilatérale de l'ilium par rapport au sacrum (postériorisation de l'ilium) par le biais de la bandelette ischio-fémorale (renforcement de la capsule coxo-fémorale) et des muscles rotateurs externes

Photo 34
Test de raccourcissement

Selon Downing, la manœuvre d'antériorisation tendrait à avoir un effet de rallongement du membre inférieur alors que la manœuvre de postériorisation aurait un effet de raccourcissement du membre inférieur.

Downing (Downing CH, 1935) décrit son test en deux parties. La première vise à déterminer s'il existe chez un sujet une dysfonction sacro-iliaque sans pour autant connaître son sens ni son côté. Il s'agit d'un test de Classe II (test de dépistage) selon la description de Dinnar U (1980). La deuxième partie du test ne s'effectue ensuite que chez les sujets positifs afin de déterminer le ou les sens et le ou les côtés de la dysfonction. Il s'agit alors d'un test de Classe V (test spécifique de mobilité).

7.5.1.2 1ÈRE PARTIE

Downing effectue tout d'abord une manœuvre de rallongement sur un membre et une manœuvre de raccourcissement sur le membre opposé. Il évalue alors la différence fonctionnelle de longueur de jambe en comparant les hauteurs respectives des malléoles médiales.

Il effectue ensuite une manœuvre de raccourcissement sur le premier membre et une manœuvre de rallongement sur le deuxième (manœuvre inverse). Il évalue à nouveau la modification fonctionnelle de longueur des membres soit la capacité de raccourcissement du premier ajoutée à la capacité de rallongement de l'autre membre.

Deux possibilités peuvent alors se présenter :

2. Les deux valeurs mesurées s'avèrent d'amplitude égale :

    a) Si on trouve une valeur habituelle de l'ordre 2.5cm, on peut alors considérer que les deux articulations sacro-iliaques sont exemptes de lésion fonctionnelle.
    b) Si on constate une diminution d'amplitude bilatérale d'au moins 1.2cm, cela indiquerait une dysfonction bilatérale.
    c) Si on identifie une augmentation de plus de 2.5cm bilatéralement, cela indiquerait une hypermobilité bilatérale.

2. S'il existe une valeur plus petite que l'autre, cela indiquerait qu'il existerait une restriction de mobilité d'un ilium en antériorité ou de l'ilium opposé en postériorité. En effet un déficit de capacité de rallongement indiquerait une restriction de mobilité en antériorisation (ilium postérieur) et un déficit de rallongement une restriction de mobilité en postériorité (ilium antérieur).

7.5.1.3 2ème PARTIE

Lorsqu'on soupçonne la présence d'une lésion ostéopathique articulaire (cas 1.b et cas 2) on compare l'effet d'une manœuvre d'allongement de chaque côté puis on évalue l'effet d'une manœuvre de raccourcissement de chaque côté.

Trois possibilités se présentent alors:

1. Lorsqu'on effectue alors une manœuvre d'allongement bilatéralement et que l'on trouve une absence d'allongement d'un membre inférieur, on identifie alors sur l'articulation ilio-sacrée correspondant une lésion ostéopathique articulaire appelée ilium postérieur.
2. De même, lorsqu'on effectue une manœuvre de raccourcissement bilatéralement et que l'on trouve une absence de raccourcissement du membre inférieur, on identifie alors sur l'articulation ilio-sacrée correspondant une lésion ostéopathique articulaire appelée ilium antérieur.
3. On pourrait également trouver les deux points précédents et identifier ainsi un ilium antérieur d'un côté et un ilium postérieur de l'autre.

Remarques :

- Si le potentiel de rallongement et de raccourcissement s'avère plus important du même côté par rapport à l'autre, ceci pourrait indiquer selon Downing une hypermobilité de l'articulation.
- Downing utilise également son test pour vérifier l'efficacité de son traitement.

7.5.2 AUTRES DESCRIPTIONS DU TEST DE DOWNING

Cette description initiale s'est vue modifiée en prenant en considération uniquement la deuxième partie du test de Downing. On trouve en effet plusieurs variantes (Richard R, 2000 ; Bourdillon JF et Day E, 1987 ; Mitchell FL et al., 1979 ; Tixa S et Ebenegger B, 2004 ; Solère R et Rey Lescure A, 1998 ; Augros C et al., 2001 ; Beal MC, 1982) de la deuxième phase sous l'appellation de test d'allongement et de raccourcissement (Leg lenghthening and shortening test).

Si on souhaite respecter la méthodologie de Downing, l'utilisation seule de sa 2ème phase peut se justifier dans la mesure où le test est effectué sur une population chez qui on soupçonne fortement d'avoir une lésion ostéopathique ilio-sacrée.

En effet, Downing effectue la deuxième partie des tests uniquement chez les sujets ayant été jugés positifs lors de la première partie. La deuxième partie du test de Downing correspond donc à une évaluation très spécifique et ne devrait pas servir à priori comme dépistage. Pour justifier son utilisation sous ces conditions, une évaluation de la validité de la deuxième partie devrait également être faite dans des conditions de dépistage et ce test pourrait alors être éventuellement classé dans deux classes à savoir la Classe II et la Classe V de Dinnar (1980).

Cette évaluation a été faite involontairement par une étude méthodologique (Djabaku FM et Solano R, 1990) dans laquelle on n'a pas tenu compte de la prévalence des signes recherchés alors qu'elle utilisait un outil statistique très dépendant de cette caractéristique. Dans cette étude, trois thérapeutes (1- un ostéopathe IWGS, 2- un physiothérapeute ayant reçu une formation minimale en techniques ostéopathiques et 3- un étudiant en ostéopathie) ont effectué les tests de la 2ème partie du test de Downing sur 82 sujets, âgés de 11 à 17 ans et tous pensionnaires d'un collège (sujets asymptomatiques et symptomatiques confondus). Pour calculer la concordance inter-testeur, ils ont défini trois catégories pour chaque série de mesures : 1- capacité d'allongement supérieure à la capacité de raccourcissement, 2- capacité de raccourcissement supérieure à la capacité d'allongement ou 3- égalité entre la capacité de rallongement et de raccourcissement. Cette étude montre une très mauvaise concordance inter-testeur des tests d'allongement et de raccourcissement en temps que test de dépistage pour une dysfonction sacro-iliaque chez des jeunes femmes. Malgré l'utilisation de statistiques inappropriées, leur analyse de la variance entre les sujets ($F=1.74$, d.d.l.=(81,164), $p<0.001$) et entre les examinateurs ($F=2.44$, d.d.l.=(2,244), $p>0.05$) nous laisse supposer, que la deuxième partie du test de Downing utilisée selon la méthode de Djabaku FM et Solano R (1990) ne permet pas de dépister une lésion ostéopathique articulaire ilio-sacrée.

Certains auteurs (Busquet L, 1993 ; Tixa S et Ebenegger B, 2004) ont détourné le problème en préconisant l'utilisation préalable du test de flexion debout (TFD) et du test de flexion assis (TFA) pour identifier la présence ou non d'une éventuelle lésion ostéopathique articulaire ilio-sacrée. Théoriquement, cette approche se justifie mais malheureusement plusieurs études (Riddle DL et al.,2002 ; Bowman C et Gribble R, 1987 ; van Deursen LLJM et al., 1990 ; Van der Wurff P et al., 1996 ; Tinturier C, 2003 ; Vincent-Smith B et Gibbons P, 1999 ; Potter et Rothstein, 1985 ; Lavangie PK, 1999) montrent que ces tests ne semblent pas être reproductibles et ne permettent donc pas de différencier les sujets présentant une restriction de mobilité ilio-sacrée de ceux qui n'en présentent pas. L'utilisation du TFD et du TFA comme substitut à la première partie du test de Downing est remise à juste titre en question.

7.5.2.1 VARIANTES ET AJOUTS AU TEST DE DOWNING

Certains auteurs (Tixa S et Ebenegger B, 2004 ; Richard R, 2000 ; Busquet L, 1993 ; Bourdillon JF et Day E, 1987, Beal MC, 1982 ; Mitchell FL et al., 1979) introduisent une manœuvre « d'annulation » en effectuant une triple flexion du membre testé entre chaque manœuvre du test de Downing.

Photo 35
Manoeuvre d'annulation

Downing effectue ses tests d'allongement et de raccourcissement avec le membre dans le plan frontale (pas de flexion, ni d'extension de hanche) alors que Richard conseille une légère flexion lors des deux manœuvres comme le font Solère R et Rey Lescure A (1998).

Bernard TN (1997) a décrit une variante du test de Downing qu'il appelle test de rotation de hanche (hip rotation test). Dans sa description, il entraîne également des mouvements de rotation de hanche mais le fait avec le genou en extension. Les mouvements de rotation sont engendrés par une rotation des membres inférieurs depuis la cheville du patient.

Bourdillon JF et Day E (1987) ont entièrement changé la manœuvre en effectuant successivement une abduction et une rotation externe suivies d'une adduction et d'une rotation interne du membre inférieur pour le test d'allongement et l'inverse pour le test de raccourcissement. Mitchell FL et al. (1979), quant à eux, effectuent les manœuvres d'allongement et de raccourcissement avec une flexion de genou et de hanche à 90°.

En ce qui concerne l'application d'une force lorsqu'on ramène le membre inférieur en position neutre, Solère et Rey Lescure (1998) effectuent une traction caudale lors du test d'allongement et une compression crâniale lors du test d'allongement alors que Downing avait précisé (Downing CH, 1935) de ne pas exercer de force dans le sens crânio-caudal au risque de fausser le test.

Plusieurs auteurs (Bowman C et Gribble R, 1995 ; Solère R et Rey Lescure A, 1998 ; Tixa S et Ebenegger B, 2004) proposent d'effectuer la manœuvre de Wilson Barlow avant le début du test. Cette manœuvre consiste à demander au sujet examiné de plier les deux jambes et de lever le bassin en se délordosant pendant 5 secondes.

Photo 36
manœuvre de Wilson Barlow

7.5.3 INTERPRÉTATION DES RÉSULTATS DU TEST

7.5.3.1 NOM DES DYSFONCTIONS SUPPOSÉES ÊTRE IDENTIFIABLES

En ce qui concerne l'appellation de la dysfonction qui serait détectée par ce test, les auteurs ne sont également pas tous d'accord.

Certains considèrent, comme Downing, que ce test évalue la capacité des iliums à s'antérioriser ou à se postérioriser (Richard R, 2000 ; Busquet L, 1993) défini par le mouvement de rotation des ilium par rapport au sacrum..

D'autres considèrent également qu'il évalue la capacité « d'ouverture » ou de « fermeture » du bassin (Busquet L, 1995) en associant à l'ouverture un allongement fonctionnel du membre inférieur associé à une antérorisation de l'ilium et à la fermeture un raccourcissement fonctionnel associé à une postériorisation de l'ilium.

7.5.3.2 EFFETS « NORMAUX » DES MANOEUVRES

Alors que Downing mentionne une variation de longueur habituelle de l'ordre d'½ pouce (1.3cm), Busquet L (1993) donne comme valeur physiologique une variation de 15-20mm.

Dans leur étude sur des sujets asymptomatiques, féminins et jeunes (n=82), Djabaku et Solano (1990) ont trouvé un allongement moyen de 6.2mm pour l'investigateur et de 3.9 et 3.5mm pour les deux autres examinateurs. Ils ont également trouvé un raccourcissement de 6.4mm pour l'investigateur et de 5.0 et 5.4mm pour les deux autres investigateurs.

7.5.3.3 MÉTHODE POUR DISTINGUER UN TEST POSITIF D'UN TEST NÉGATIF

Les auteurs n'interprètent pas de la même façon des valeurs supposées anormales.

Busquet (1993) considère que s'il existe une différence entre la distance d'allongement et de raccourcissement mais qu'aucunes des deux n'est nulle, il existe une lésion ostéopathique secondaire de l'articulation. Une absence d'allongement ou de raccourcissement correspondrait à une lésion ostéopathique primaire.

Nous ne savons pas ce qu'entend l'auteur par les termes primaire et secondaire. Tinturier C (2003) définit ces termes de la façon suivante. Une lésion primaire est une lésion ostéopathique qui résulte directement d'un phénomène externe alors qu'une lésion ostéopathique secondaire résulte d'une autre lésion ostéopathique.

Selon Tixa S et Ebenegger B (2004), les tests d'allongement ou de raccourcissement devraient donner une variation de longueur fonctionnelle du membre inférieur nulle si on a affaire à une lésion ostéopathique ilio-sacrée.

Augros et al. (2001) ont choisit arbitrairement 5mm comme valeur seuil pour identifier une lésion ostéopathique.

Finalement, Bernard TN (1997) effectue, comme le faisait Downing, une comparaison avec le côté contro-latéral pour déterminer s'il existe une différence des effets des manœuvres d'allongement et de raccourcissement entre les deux côtés. Le test et jugé positif s'il existe un allongement ou un raccourcissement plus faible d'un côté.

7.5.3.4 THÉORIES CONCERNANT CE QUI PROVOQUERAIT LA DIFFÉRENCE DE LONGUEUR DE JAMBE

Selon Augros et al. (2001), la différence de longueur de jambe, ne viendrait pas du mouvement de la sacro-iliaque mais de la torsion lombaire. Cette hypothèse serait soutenue par deux observations. Premièrement, la radiographie ne permettrait pas de mettre en évidence un changement de rapport entre l'ilium et le sacrum et deuxièmement ils n'ont observé aucune variation de longueur fonctionnelle des membres inférieurs lorsqu'on applique une traction céphalique sur la colonne vertébrale en même temps que les manœuvres d'allongement et de raccourcissement.

Bernard TN (1997) interprète un test positif comme étant un indicateur d'un déséquilibre des réflexes arthrokinétiques.

7.5.4 FIABILITÉ ET VALIDITÉ DU TEST DE DOWNING

Comme nous l'avons vu, Djabaku FM et Solano R (1990), ont conclu que le test de Downing présentait une mauvaise reproductibilité sur des jeunes femmes dans des conditions de dépistage. (La description de leur méthodologie se trouve dans le chapitre 6.5.2.) Ils ont trouvé du côté droit entre les testeurs 1 et 2 puis 2 et 3 et finalement 1 et 3 respectivement un kappa de 0.10, 0.06 et 0.08 et du côté gauche –0.01, -0.03 et 0.10.

L'étude de Jung J (2001) a montré que parmi quatre tests sacro-iliaques (test d'allongement, test de raccourcissement, test de flexion debout et test de flexion assis), le test de Downing est celui qui est le plus apte a identifier la présence d'une lombalgie basse.

La reproductibilité du test sur des patients symptomatiques a toutefois été remise en cause par une étude de Bowman C et Gribble R (1995) ayant trouvé une concordance qui n'est pas meilleure que celle attendue par le hasard. Les tests ont été effectués par trois praticiens sur 16 sujets présentant une lombo-sacralgie. Il nous est cependant impossible d'évaluer la méthode d'analyse car elle ne figure pas dans la publication et les résultats quantitatifs ne sont pas mentionnés.

Une étude descriptive (Augros C et al., 2001) effectuée sur 10 patients souffrant d'une spondylarthrite ankylosante (maladie de Bechterew) suggère que le test de Downing pourrait identifier une raideur des sacro-iliaques et des lombaires basses car l'ensemble des tests d'allongement et de raccourcissement furent jugés positifs sur cette échantillon (allongement ou raccourcissement inférieurs à 5mm).

8 PLAN GÉNÉRAL

8.1 PRÉSENTATION

Cette étude méthodologique monocentrique séquentielle a été réalisée à l'Ecole Suisse d'Ostéopathie par cinq examinateurs qualifiés. Le nombre initial de sujets examinés prévu était de six, douze ou dix-huit sujets symptomatiques en fonction des résultats. L'étude est composée de deux phases. La première consiste à évaluer la fiabilité intra-testeur, la deuxième la fiabilité inter-testeur du test de Downing.

8.2 MATÉRIEL

8.2.1 SUJETS À TESTER

8.2.1.1 EFFECTIF

La taille de l'échantillon nécessaire dépend de la variance entre les sujets examinés pour chaque examinateur et celle entre chaque examinateur pour chaque sujet examiné.

Nous avons présumé que la variance entre les sujets testés serait importante étant donné que nous testons les deux membres et qu'au plus 1/5 des sujets devraient présenter une dysfonction sacro-iliaque bilatérale. Les mesures déjà en cours dans le cadre d'une autre étude sur un échantillon similaire (Vaucher P et al., 2002) nous laissaient penser que la variation fonctionnelle de longueur de jambe est de l'ordre de 6mm avec un écart type de l'ordre de 5mm soit une variance de 25mm^2.

Une autre étude (Djabaku FM et Solano R, 1990) évaluant la variation fonctionnelle de longueur de jambe sur un échantillon constitué de 82 sujets jeunes et supposés asymptomatiques, montre que la variance entre les testeurs est de 58.9mm et la variance entre les testés est de 34.2mm.

Nous espérions que le fait de prendre des examinateurs expérimentés et des sujets symptomatiques atténue le fait qu'il y a plus de variation entre les testeurs qu'entre les testés.

En vu de ces résultats, il nous était difficile d'évaluer préalablement l'effectif nécessaire. Nous avions donc prévu d'effectuer une première analyse sur 6 sujets et en fonction de ces résultats, évaluer la taille nécessaire pour répondre à notre hypothèse.

8.2.1.2 RECRUTEMENT

Les six premiers sujets symptomatiques ont été recrutés par annonces (CF annexe 3, p.8). Il était prévu de les afficher à l'Ecole Suisse d'Ostéopathie quinze jours avant la première journée de la récolte des données. Nous avions prévu d'enrôler deux sujets de réserve.

8.2.1.3 CRITÈRES D'INCLUSION

Pour que l'ICC calculé dans cette étude puisse avoir un sens clinique, nous avons sélectionné une population similaire à celle chez laquelle on effectue ce test en clinique.

Les sujets devaient présenter les conditions suivantes :

- Le sujet doit présenter une douleur lombo-sacrée depuis au moins une semaine.
- Le sujet doit présenter une sacralgie (douleur en dessous de L5-S1).
- La sacralgie doit être majorée lors du changement de position, lors de l'antéflexion ou lors de la marche.
- Elle doit être diminuée lors du repos.
- A l'examen clinique, le sujet doit présenter une douleur à la palpation d'au moins un sillon sacro-iliaque.
- La position en décubitus dorsal doit lui être indolore.
- Il doit pouvoir effectuer une abduction et rotation externe de hanche ainsi qu'une adduction et rotation interne de hanche sans que cela ne lui provoque de douleur gênante ou que cela puisse présenter un risque quelconque pour sa santé.
- Le sujet doit avoir consulté un médecin, chiropraticien ou un ostéopathe avant de pouvoir entrer dans l'étude (les sujets symptomatiques peuvent être en traitement pour leur douleur avant et pendant la période de récolte des données).

8.2.1.4 CRITÈRES D'EXCLUSION

- Les personnes ne pouvant rester allongées sur le dos pendant plusieurs heures.
- Les sujets symptomatiques qui ne présentent plus de douleur à la palpation des sillons sacro-iliaques lors des deux jours de la récolte des données.

8.2.1.5 DÉFRAIEMENT

Les sujets symptomatiques ont reçu une indemnisation pour leur participation. Il a été prévu que les six sujets participants à l'étude toucheraient 100.-, les sujets ayant été enrôlés mais n'ayant pas participé à la récolte des données 50.- (sujet en réserve, sujet ne répondant plus aux critères de l'étude ou sujet ne se présentant pas le jour de la récolte des données) et les sujets ayant participé à une seule journée, 75.-

8.2.2 Sujets testeurs

Cinq ostéopathes volontaires, dont l'investigateur, ont été prévus pour participer à cette étude.

Ils devaient tous être des ostéopathes qualifiés, diplômés et déjà connaître le test de Downing.

Ils ont été recrutés parmi les anciens étudiants de l'Ecole Suisse d'Ostéopathie. Par ce fait, ils avaient tous déjà appris le test de Downing et savaient déjà l'interpréter. Malgré cela, les testeurs ont bénéficié d'un entraînement préalable pour se familiariser avec la méthodologie et calibrer le test (CF chapitre 7.3.2).

Les ostéopathes étaient tous volontaires et ont participé gratuitement à l'étude.

8.2.2.1 Description des examinateurs

Les examinateurs ont été recrutés parmi les ostéopathes ayant suivi une formation plein-temps à l'Ecole Suisse d'Ostéopathie. Il s'agit de jeunes ostéopathes diplômés et expérimentés ayant tous appris à exécuter et interpréter le test de Downing lors de leur cursus.

Les examinateurs ont en moyenne 26½ ans (de 25 à 28 ans). Ces quatre hommes et une femme sont tous droitiers et pratiquent depuis en moyenne deux ans et demi sur des patients symptomatiques.

En utilisant une échelle de valeur : très rarement / rarement / modérément / souvent / très souvent, tous les investigateurs disent avoir « souvent » des patients présentant des lombo-sacralgies.

A la question : Utilisez-vous le test de Downing chez vos patients présentants une lombo-sacralgie ? jamais / rarement / parfois / souvent / toujours, deux co-investigateurs ne l'utilisent jamais, un co-investigateur et l'investigateur disent l'utiliser rarement et un co-investigateur dis y recourir parfois.

A la question : Pratiquer-vous ce test de façon : identique / similaire / différente / complètement différente ?, l'ensemble des co-investigateurs ont répondu « de façon similaire ».

8.2.3 Lieux de l'étude

Pour la première phase, l'étude s'est déroulée dans deux salles adjacentes au deuxième étage de l'Ecole Suisse d'ostéopathie.

La première pièce est un auditoire. Entre chaque mesure, les examinateurs et les examinés s'y trouvent. Cette pièce est directement connectée à la deuxième pièce par une porte.

La deuxième salle est une salle d'examen comprenant une table de pratique, deux bureaux, des outils cliniques (mètre, pèse-personne, etc.) et un WC séparé.

Seul l'investigateur, l'examiné et la personne entrant les données dans l'ordinateur se trouvent dans la salle de pratique. La pièce est isolée et ne permet pas qu'on entende ce qui se dit depuis l'auditoire. Les autres participants se trouvent dans l'auditoire où ils disposent de lecture, de jeu et d'autres divertissements. Ils ont le droit de communiquer entre eux mais ne doivent pas parler des résultats des examens.

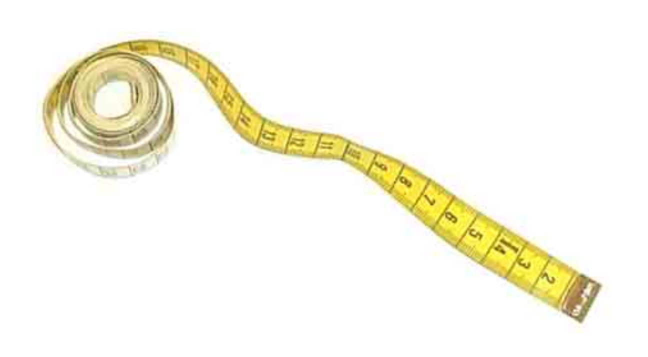
Pour la deuxième phase, l'étude s'est déroulée dans une salle de pratique au premier étage de l'Ecole Suisse d'Ostéopathie.

8.2.4 APPAREILS DE MESURE ET AUTRE MATÉRIEL

Nous avons utilisé trois appareils de mesure à savoir un mètre souple, un pied à coulisse et un appareil construit pour l'étude appelé table à pieds à coulisse. Nous avons également utilisé un support pour marquer la malléole externe à l'aide d'un feutre indélébile.

8.2.4.1 MÈTRE SOUPLE

Nous avons utilisé un mètre souple de couturière en matériel non allergène de 150cm avec deux extrémités métalliques fabriqué par la firme Hoechstmass®. Chaque face indique les mesures en centimètres et en millimètres.



Nous avons utilisé le mètre souple pour mesurer la distance entre les épines iliaques antéro-supérieures et la malléole externe.

8.2.4.2 PIED À COULISSE

Nous disposions d'un pied à coulisse manuel Scala® permettant des mesures jusqu'à 13 cm avec une précision au 10ème de millimètre.

Cet appareil est utilisé pour mesurer l'écart entre les traits préalablement marqués au niveau des mollets des sujets.

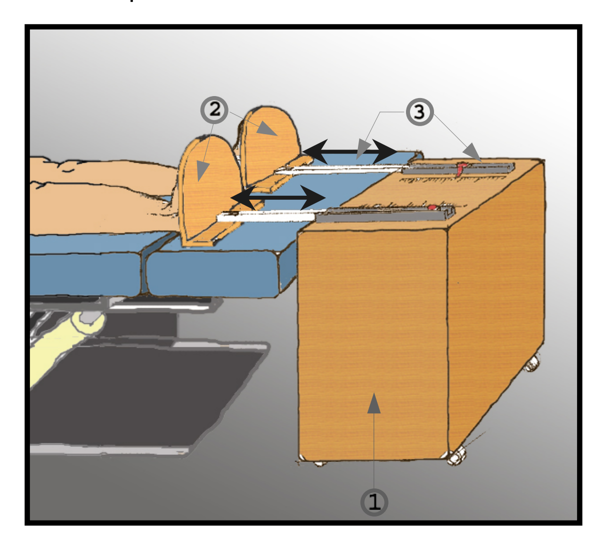
8.2.4.3 SUPPORT POUR FEUTRE

Nous avons fabriqué un support pour un feutre Staedtler® permettant de marquer les malléoles en s'appuyant sur le bord inférieur du péroné (CF photo page 74)

8.2.4.4 TABLE À PIEDS À COULISSE

<u>Description :</u>

Cet appareil est formé de trois parties distinctes, à savoir :



1. Un support en bois de forme cubique posé sur quatre roulettes.
2. Deux rails creux millimétrés posés sur le support et dans lesquels coulisse une tige rigide en plastique.
3. Deux cals-pieds fixés perpendiculairement aux extrémités de la tige en plastique coulissante.

Chaque pied à coulisse donne une lecture indépendante de l'autre pied à coulisse. Pour ne pas effectuer d'erreur de lecture, chaque pied à coulisse indique le membre testé.

<u>Fonction :</u>

Cette table permet de mesurer la distance entre l'extrémité d'une table de pratique pour ostéopathe de type Atelas® et chaque pied d'un sujet allongé en décubitus dorsal.

<u>Utilisation :</u>

L'examinateur plaque la table à pieds à coulisse contre la table de pratique à l'aide de ses genoux et tout avance les deux cals-pieds contre les pieds du sujet examiné (qui nécessite une légère extension de la tibio-tarsienne). Il lit alors les valeurs indiquées par l'extrémité de la tige dans le rail creux.

<u>Précision :</u>

Cette méthode permet de comparer la longueur relative de deux membres inférieurs avec une précision au millimètre prêt.

<u>Erreur liée à l'appareil :</u>

L'appareil présente une erreur constante entre les valeurs mesurées à gauche et à droite de 0.3mm liée à la différence de longueur des tiges.

8.3 *MÉTHODE D'INVESTIGATION*

8.3.1 ECHANTILLONNAGE, RECENSEMENT ET ENRÔLEMENT

Les sujets étaient invités à participer à l'étude par cinq annonces (CF Annexe 3, p.8) que nous pensions afficher à l'Ecole Suisse d'Ostéopathie 15 jours avant la date prévue pour la récolte des données.
Cette méthode comporte des biais importants et ne correspond pas à un sondage aléatoire.

Les personnes intéressées pouvaient contacter l'investigateur par E-mail, fax ou téléphone. Ils ont ensuite reçu une lettre d'information (CF Annexe 4, p.9) ainsi que des explications orales et ont disposé d'au moins 24h avant de rencontrer l'investigateur.

Durant la semaine qui précédait la première journée de récolte des données, l'investigateur s'était mis à disposition de chaque volontaire pour répondre à leurs éventuelles questions et procéder à l'enrôlement à proprement dit.

Il a procédé alors, sous la supervision du Dr Rippstein, à l'examen de chaque sujet pour vérifier s'ils répondaient aux critères d'inclusion et ne présentaient pas de critère d'exclusion. L'investigateur disposait alors d'une fiche pour chaque sujet pour y inscrire les informations nécessaires (CF Annexe 5, p.10).

Les sujets ayant répondu aux critères de l'étude, se sont vu invités à donner leur consentement écrit. L'investigateur leur a lu la feuille de consentement (CF Annexe 6, p.10) qu'ils ont daté et signé.

8.3.2 CALIBRAGE DES EXAMINATEURS

La formation des examinateurs s'est faite sur 2h30.

Cet entraînement visait à :

- Faire comprendre les étapes de mesure.
- Familiariser les examinateurs avec le matériel de mesure.
- Habituer les examinateurs à prendre les tests dans un ordre bien spécifique et suivre les instructions à la lettre (instructions affichées au mur).
- Réaliser de manière similaire le test de Downing.
- Provoquer une sensation similaire chez le sujet examiné lors des manœuvres du test de Downing.
- Répondre aux questions des examinateurs.

Le but était d'effectuer le test de manière à ce que l'effet soit optimal en fonction de l'apport de l'expérience de chaque participant et de celui de l'investigateur ayant déjà réalisé ces mesures lors d'une autre étude (Vaucher P et al., 2002).

Le calibrage s'est fait sur des sujets asymptomatiques (les examinateurs ont joué ce rôle). Ceci nous a permis de comparer subjectivement la sensation de chaque test entre chaque testeur et

de donner des indications jusqu'à ce que la sensation devienne identique indépendamment du testeur.

Ce calibrage nous a ainsi permis de développer une méthode d'examen plus ou moins identique entre les différents examinateurs.

8.3.3 PRÉPARATION DES SUJETS À EXAMINER LE JOUR DE L'INVESTIGATION

Après avoir vérifié que chaque sujet répond encore aux critères d'inclusion, chaque sujet devait, pour chaque phase, passer par les étapes suivantes:

1. Se mettre en sous-vêtement et en peignoir ou training.
2. L'investigateur marque, à l'aide du support prévu à cet effet, deux traits appliqués perpendiculairement aux péronés au niveau des malléoles externes.

Photo 37 et 38
Marquage des malléoles externes

3. Pour positionner le sujet correctement sur son bassin, le testeur effectue une manœuvre de Wilson Barlow. Il plie les genoux du sujet à tester par une prise au niveau des chevilles et il lui demande ensuite de lever son bassin de la table pendant 5 secondes. Lorsqu'il repose son bassin, le thérapeute ramène les jambes en extension. Ceci permettrait de positionner le bassin de façon plus ou moins neutre.

Photo 39
Manœuvre de Wilson Barlow

4. Normalisation de la symphyse par technique de contracter / relâcher (technique non-invasive ne comportant aucun risque connu)

Photo 40
Manœuvre de compression de la symphyse

Photo 41
Manœuvre de décompression de la symphyse

5. A l'aide du feutre, l'investigateur marque :

   a) les mollets du patient d'un trait perpendiculaire à l'axe tibial à la hauteur ou se touchent les deux mollets

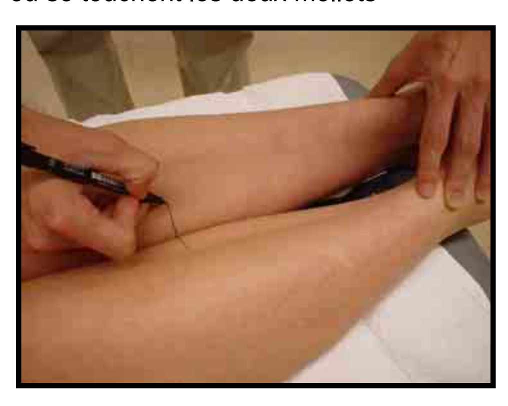


Photo 42
Marquage des mollets

   b) une croix en regard de chaque épine iliaque antéro-supérieure en veillant à ne pas déplacer la peau par son appui.

Photo 43 et 44
Marquage des EIAS

8.3.4 DÉROULEMENT DE LA PHASE 1

La première phase vise à évaluer la fiabilité intra-testeur du test de Downing d'après la méthode de mesure définie au chapitre 7.3.7.

Cette phase nécessite la participation d'un seul investigateur et des six sujets à tester. Elle se déroule dans une salle d'examen de l'Ecole Suisse d'Ostéopathie.

Après que les sujets à tester se préparent pour les mesures (CF chapitre 7.3.3), l'investigateur effectue 1 série de mesures sur chaque membre afin de limiter par la suite les variations de mesure liées à l'éventuel assouplissement dû à la répétition des manœuvres.

Il réalise ensuite 6 séries de mesures par sujet et par membre selon la méthode définie au chapitre 7.3.7. L'ordre des séries de test avait été préalablement déterminé de façon aléatoire (CF chapitre 7.3.8).

Entre les séries de mesure, les sujets peuvent se déplacer et se divertir en restant à disposition de l'investigateur. Les sujets sont libres de se retirer à n'importe quel moment de l'étude.

Lors de chaque mesure, l'investigateur transmet oralement ses résultats à une tierce personne qui les inscrivit directement sur la base de données prévue à cet effet sur Excel. La durée de cette phase était initialement évaluée à quatre heures.

8.3.5 DÉROULEMENT DE LA PHASE 2

La deuxième phase vise à évaluer la fiabilité inter-testeur du test de Downing d'après la méthode de mesure définie au chapitre 7.3.7.

Cette phase nécessite la participation de cinq testeurs dont l'investigateur et des six sujets à tester. Cette phase se déroule dans une salle de pratique de l'Ecole Suisse d'Ostéopathie pour permettre à deux examinateurs d'effectuer leurs mesures simultanément.

Après avoir à nouveau préparé les sujets à tester, (CF chapitre 7.3.3) et avoir réalisé 1 série de mesure par membre inférieur sur chaque sujet à tester (deux séries par testeur), chaque testeur effectue, selon un ordre préalablement déterminé aléatoirement (CF chapitre 7.3.8), une série de mesure, selon la méthode définie au chapitre 7.3.7.

Après avoir transmis les résultats à la personne responsable de les inscrire sur Excel, le testeur quitte la salle pour avertir le testeur suivant et ainsi de suite.

Comme pour la première phase, les sujets testés pouvent disposer du temps entre les mesures comme ils le souhaitaient en restant disponibles pour les investigateurs. Les sujets testés sont libres de se retirer à n'importe quel moment de l'étude. La durée de cette phase est également estimée à quatre heures.

8.3.6 DESCRIPTION DU TEST

Le test de Downing, ou test d'allongement-raccourcissement, est un test dynamique de mobilisation passive qui ne comporte aucun risque connu et qui est habituellement non-douloureux.

Le sujet à tester est en décubitus dorsal sur une table de pratique, les bras le long du corps, la tête en position neutre de confort, les deux jambes tendues parallèlement et alignées avec le reste du corps. La table est réglée de telle sorte que les pieds du sujet examiné se trouvent à environ 5 cm de l'extrémité inférieure de la table.

8.3.6.1 MANŒUVRE D'ALLONGEMENT

La première manœuvre consiste à évaluer le potentiel d'allongement du membre testé.

On place le membre inférieur en légère flexion, en rotation externe et en adduction en majorant les paramètres avec une légère pression au niveau du genou. On applique ensuite pendant 5-10 secondes une pression augmentant ces paramètres sans pour autant provoquer une contraction musculaire de défense chez le sujet examiné. Tout en maintenant les paramètres de rotation externe et d'adduction, on ramène ensuite le membre en extension en suivant, avec la cheville du membre qu'on teste, la crête tibiale du membre opposé. Il est important de maintenir le paramètre de rotation externe en fin de mouvement sans effectuer de traction caudale ou céphalique. On vérifie la position du patient par rapport à la ligne de repère sur la table. On compare alors la longueur relative des deux membres et on note la distance d'allongement du membre testé si elle existe.

Photo 45
Manœuvre d'allongement

Pour annuler l'effet de la manœuvre, on amène le membre inférieur en flexion complète (genou plié sur le thorax du patient).

Photo 46
Manœuvre d'annulation

8.3.6.2 MANŒUVRE DE RACCOURCISSEMENT

La deuxième manœuvre du test vise à évaluer le potentiel de raccourcissement du membre testé. Le sujet se trouve dans la même position que pour la manœuvre d'allongement.

On place alors le membre inférieur en rotation interne et en abduction. La jambe est fléchie à 90° et on induit la rotation interne de hanche en amenant la cheville en dehors avec la main caudale alors que l'abduction est contrôlée par la main céphalique au niveau du genou. On applique ensuite pendant 5-10 secondes une pression augmentant les paramètres. A nouveau la manœuvre ne doit pas provoquer une contraction musculaire de défense. Il est important de conserver la rotation interne au niveau de la hanche lorsqu'on ramène la jambe en extension. Ceci est possible en effectuant une pronation de la main caudale qui devient de plus en plus importante au fur et à mesure qu'on se rapproche de la position anatomique. A nouveau cette manœuvre doit se faire sans traction céphalique ou caudale. On vérifie la position du patient par rapport à la ligne de repère sur la table. On compare alors la longueur relative des deux membres et on note la distance de raccourcissement du membre testé si elle existe.

Photo 47
Manœuvre de raccourcissement

Pour annuler l'effet de la manœuvre, on amène le membre inférieur en flexion complète (genou plié sur le thorax du patient).

Photo 46
Manœuvre d'annulation

8.3.7 MÉTHODE DE MESURE

Le testeur se trouve aux pieds du sujet à tester. A côté de lui se trouvent la table à pieds à coulisse, le mètre souple et le pied à coulisse. Les illustrations de chaque étape se trouvent dans l'annexe (CF Annexe 8, p.14-26).

- ETAPE 1

  Le sujet s'installe en décubitus dorsal sur la table de pratique et, sous les directives de l'investigateur, se positionne de telle sorte à ce qu'il soit bien centré sur la table et que ses pieds se trouvent à 5cm du bord de la table. L'investigateur règle les différents paramètres de la table (têtière, appuis latéraux, etc.) pour que le sujet soit installé confortablement.

- ETAPE 2

  L'investigateur demande au patient de plier les genoux et de se mettre en extension du rachis pendant 5 secondes.

- ETAPE 3

  Il vérifie que le sujet examiné se trouve bien centré sur la table.

- ETAPE 4

  Le testeur prend le mètre souple et mesure la distance entre la marque située au niveau de l'épine iliaque antéro-supérieur (EIAS) droite et celle au niveau de la malléole externe droite. Pour ce faire, il plaque l'extrémité libre contre l'EIAS en veillant à ce que la face visible du mètre commence à zéro puis il lit la valeur inscrite à la hauteur du trait situé à la malléole externe.

- ETAPE 5

  De la même manière, il mesure la distance entre la marque située au niveau de l'épine iliaque antéro-supérieure gauche et celle au niveau de la malléole externe gauche.

- ETAPE 6

  Il prend ensuite le pied à coulisse d'une main. De l'autre, il rapproche les deux membres du sujet à tester en faisant attention de ne pas décentré les membres inférieurs et à ne pas exercer une force céphalique ou caudale sur les membres inférieurs. Il mesure alors la distance séparant les deux traits tracés au niveau des mollets à l'aide du pied à coulisse. La valeur est positive si le trait droit est inférieur au gauche et négative si le trait gauche est inférieur lorsque la manœuvre est à réaliser sur le membre droit. C'est l'inverse si la manœuvre est à réaliser du côté gauche. Le testeur relâche délicatement les membres inférieurs.

- ETAPE 7

  L'examinateur règle la table à la même hauteur que la table à pieds à coulisse. Il se place ensuite derrière la table à pieds à coulisse et plaque cette dernière contre la table. Il fait ensuite coulisser des deux mains chaque appuie-pied en poussant délicatement les pieds du sujet à tester en flexion dorsale. Il lit ensuite la valeur indiquée sur l'échelle située à sa gauche et correspondant au membre inférieur droit du sujet testé, puis la valeur sur l'échelle située à sa droite qui correspond au membre inférieur gauche du sujet testé. Il retire ensuite délicatement la table à pieds à coulisse et remet la table à sa hauteur minimale.

- ETAPE 8

Le testeur effectue alors la manœuvre de rallongement du membre inférieur à tester.

- ETAPES 9-13

Le testeur mesure la longueur d'allongement selon les étapes 3 à 7 précitées (signe positif dans le cas ou l'on trouve un allongement relatif et négatif si le résultat est opposé à celui prévu).

- ETAPE 14

L'examinateur effectue la manœuvre d'annulation et vérifie le bon alignement du sujet sur la table.

- ETAPE 15

Le testeur effectue alors la manœuvre de raccourcissement du membre inférieur à tester.

- ETAPE 16-20

Le testeur mesure la longueur de raccourcissement selon les étapes 3 à 7 précitées (signe positif dans le cas ou l'on trouve un allongement relatif et négatif s'il s'agit d'un raccourcissement).

- ETAPE 16-21

De même que précédemment, le testeur annule les effets de sa manœuvre.

8.3.7.1 EXPLICATIONS

En plus des instructions données aux examinateurs, une série d'affiches explicites (CF Annexe 8, p.14-26) a été posée contre le mur de la salle de pratique permettant de vérifier le respect de la méthode de mesure.

8.3.7.2 APPEL DES SUJETS

Lors de la première phase de l'étude (fiabilité intra-testeur), le sujet examiné remet alors son training ou son peignoir et rejoint les autres sujets dans la pièce adjacente. Il appelle alors le sujet suivant d'après la liste qui est affichée au mur.

Lors de la deuxième phase (fiabilité inter-testeur), l'examinateur quitte la salle et l'examinateur appelle le sujet suivant qui peut se préparer alors que le sujet précédant se rhabille.

8.3.7.3 ORDRE DE PASSAGE

Lors des deux étapes, les participants disposent d'une liste nominative permettant de prendre connaissance de l'ordre de passage. Deux personnes sont nommées responsable de cette liste et doivent cocher le passage de chaque binôme. Cette liste comprend uniquement les prénoms des sujets et est détruite directement à la fin de la récolte des données.
Chaque sujet dispose également d'un horaire personnel comportant ses numéros de passage.

8.3.8 MÉTHODE DE RANDOMISATION

Nous déterminons l'ordre de passage des testeurs et des testés de manière purement aléatoire de la façon suivante :

Nous constituons une liste des tests à effectuer classée dans l'ordre selon la cote des sujets testés, puis selon le côté où la manœuvre est effectuée (droite puis gauche) et finalement en fonction des cotes des testeurs (uniquement pour la phase deux).

Nous numérotons ensuite chaque liste d'entrées (rang initial):

1) de 1 à 72 pour la phase 1
2) de 1 à 60 pour la phase 2

Nous avons ensuite associé à chaque rang un nombre aléatoire à l'aide de la fonction ALEA d'Excel. Ces nombres nous ont alors permis de trier aléatoirement chaque liste dans l'ordre croissant déterminant ainsi l'ordre de passage pour chaque phase (CF : Annexe 7, p.12-13).

Remarque :

Lorsqu'un sujet passe deux fois successivement, il a été demandé de se lever et de marcher au moins une fois autour de la table de pratique.

8.4 GESTION ADMINISTRATIVE

8.4.1 FINANCES

L'indemnisation des sujets symptomatiques ainsi que les autres frais (photocopies, matériel, etc.) sont pris en charge par l'investigateur.

8.4.2 ASSURANCE

Tout dérangement occasionné aux sujets testés lors de l'étude revient de la responsabilité de l'investigateur bénéficiant d'une assurance professionnelle RC.

8.4.3 DEVENIR DES DONNÉES

L'ensemble des données récoltées sous forme codifiée sera conservé pendant 10 ans dans les archives de l'Ecole Suisse d'Ostéopathie avant d'être détruite. La liste permettant d'identifier les patients en fonction de leur code a été détruite à la fin de la récolte des données.

8.4.4 ACCEPTATION DU PROTOCOLE

Le protocole a été accepté par la Commission de Recherche de l'ESO le 22 septembre 2003.

La Commission I d'Ethique de la faculté de médecine de Lausanne a accepté quant à elle le protocole le 12 novembre 2003 (CF Annexe 2, p.6-7).

8.5 VARIABLES MESURÉES

Hormis les variables attributs, nous avons recensé les variables suivantes :

VARIABLES	DESCRIPTION	ABRÉVATION
1)	l’ordre des tests ou le numéro d’entrée	num
2)	le numéro du testeur (pas nécessaire dans la phase 1)	testeur
3)	le numéro du testé	testé
4)	le côté testé	dg
5)	le nombre de tests déjà effectué sur le testé	mesure
6)	la longueur initiale du membre inférieur droit	msd1
7)	la longueur initiale du membre inférieur gauche	msg1
8)	la position relative initiale mesurée par le pied à coulisse (signe change en fonction du côté de la manœuvre)	pc1
9)	mesure initiale de la table à pieds à coulisse du MI droit	td1
10)	mesure initiale de la table à pieds à coulisse du MI gauche	tg2
11)	la longueur du membre inférieur droit après la manœuvre d’allongement	msd2
12)	la longueur du membre inférieur gauche après la manœuvre d’allongement	msg2
13)	la position relative mesurée par le pied à coulisse après la manœuvre d’allongement (signe change en fonction du côté de la manœuvre)	pc2
14)	mesure de la table à pieds à coulisse du MI droit après la manœuvre d’allongement	td2
15)	mesure par la table à pieds à coulisse du MI gauche après la manœuvre d’allongement	tg2
16)	la longueur du membre inférieur droit après la manœuvre de raccourcissement	msd3
17)	la longueur du membre inférieur gauche après la manœuvre de raccourcissement	msg3
18)	la position relative mesurée par le pied à coulisse après la manœuvre de raccourcissement (signe change en fonction du côté de la manœuvre)	pc3
19)	mesure de la table à pieds à coulisse du MI droit après la manœuvre de raccourcissement	td3
20)	mesure par la table à pieds à coulisse du MI gauche après la manœuvre de raccourcissement	tg3

8.6 MÉTHODE STATISTIQUE

8.6.1 TRANSCRIPTION DES DONNÉES

Les données ont directement été inscrites sur une feuille Excel par une tierce personne lors des mesures.

Cette personne répétait à chaque fois la valeur dictée afin de vérifier qu'elle avait bien été comprise. Les sujets examinés pouvaient également manifester leur étonnement lorsqu'une mesure leur paraissait aberrante.

8.6.2 LES ERREURS DE TRANSCRIPTION

Les erreurs d'entrée ne peuvent pas toutes êtres identifiées. Nous avons proposé cependant de supprimer les valeurs aberrantes de la base de donnée (tout en les citant dans le travail définitif) selon les conditions suivantes :

- toutes variations ≥ 9cm de la moyenne lors des mesures avec le mètre souple
- toutes variations ≥ 2.5cm de la moyenne lors des mesures avec le pied à coulisse
- toutes variations ≥ 2.5cm de la moyenne lors des mesures avec la table à pieds à coulisse

8.6.3 CALCUL DE NOUVELLES VARIABLES

8.6.3.1 VARIABLES POSITIONNELLES

Nous avons ensuite prévu de calculer sur SPSS neuf variables permettant :

- d'évaluer la position relative des membres inférieurs (MI) avec les mesures prises au mètre souple
- de prendre en considération la longueur du membre inférieur qui sera testé par après
- d'évaluer la position relative des membres inférieurs (MI) avec les mesures prises avec la table à pieds à coulisse

I. Calcul des trois variables permettant de connaître la position relative des MI avec le mètre souple

Position relative initiale :

ms1 = msd1 – msg1 Si la manœuvre doit être faite du côté droit
ms1 = msg1 – msd1 Si la manœuvre doit être faite du côté gauche

Position relative suite à la manœuvre d'allongement :

ms2 = msd2 – msg2 Si la manœuvre doit être faite du côté droit
ms2 = msg2 – msd2 Si la manœuvre doit être faite du côté gauche

Position relative suite à la manœuvre de raccourcissement :

ms3 = msd3 – msg3 Si la manœuvre doit être faite du côté droit
ms3 = msg3 – msd3 Si la manœuvre doit être faite du côté gauche

II. Calcul des trois variables permettant de connaître la longueur du membre inférieur à tester

Position relative initiale :

mi1 = msd1 Si la manœuvre doit être faite du côté droit
mi1 = msg1 Si la manœuvre doit être faite du côté gauche

Position relative suite à la manœuvre d'allongement :

mi2 = msd2 Si la manœuvre doit être faite du côté droit
mi2 = msg2 Si la manœuvre doit être faite du côté gauche

Position relative suite à la manœuvre de raccourcissement :

mi3 = msd3 Si la manœuvre doit être faite du côté droit
mi3 = msg3 Si la manœuvre doit être faite du côté gauche

III. Calcul des trois variables permettant de connaître la position relative des MI avec la table à pieds à coulisse

Position relative initiale :

t1 = td1 – tg1 Si la manœuvre doit être faite du côté droit
t1 = tg1 – td1 Si la manœuvre doit être faite du côté gauche

Position relative suite à la manœuvre d'allongement :

t2 = td2 – tg2 Si la manœuvre doit être faite du côté droit
t2 = tg2 – td2 Si la manœuvre doit être faite du côté gauche

Position relative suite à la manœuvre de raccourcissement :

t3 = td3 – tg3 Si la manœuvre doit être faite du côté droit
t3 = tg3 – td3 Si la manœuvre doit être faite du côté gauche

8.6.3.2 CALCUL DE LA VARIABLE DES EFFETS AVANT ET APRÈS LA MANOEUVRE D'ALLONGEMENT

Quatre variables vont permettre de quantifier l'effet des manœuvres d'allongement à partir de six des neufs variables que nous venons de décrire.

1. Variation de la position relative des membres inférieurs avant et après manœuvre d'allongement évaluée par mètre souple :

   ams = ms2 – ms1

2. Variation de la longueur du membre inférieur testé avant et après manœuvre d'allongement évaluée par mètre souple :

   ami = mi2 – mi1

3. Variation de la position relative des membres inférieurs avant et après manœuvre d'allongement évaluée par pied à coulisse :

   apc = pc2 – pc1

4. Variation de la position relative des membres inférieurs avant et après manœuvre d'allongement évaluée la table à pieds à coulisse :

   at = at2 – at1

8.6.3.3 CALCUL DE LA VARIABLE DES EFFETS AVANT ET APRÈS LA MANOEUVRE DE RACCOURCISSEMENT

Quatre variables vont permettre de quantifier l'effet des manœuvres d'allongement à partir de six des neufs variables que nous venons de décrire.

5. Variation de la position relative des membres inférieurs avant et après manœuvre d'allongement évaluée par mètre souple :

   rms = ms3 – ms1

6. Variation de la longueur du membre inférieur testé avant et après manœuvre d'allongement évaluée par mètre souple :

   rmi = mi3 – mi1

7. Variation de la position relative des membres inférieurs avant et après manœuvre d'allongement évaluée par pied à coulisse :

   rpc = pc3 – pc1

8. Variation de la position relative des membres inférieurs avant et après manœuvre d'allongement évaluée par table à pieds à coulisse :

   rt = at3 – at1

8.6.4 RAPPELS STATISTIQUES SUR L'ICC

L'utilisation de coefficients de corrélations habituels pour évaluer la fiabilité permet de calculer la covariance entre deux séries de mesures mais pas leur degré d'entente réelle. En plus, ces méthodes se limitent à l'étude de la covariance entre deux variables (soit deux testeurs) alors qu'il est préférable d'en étudier la covariance du maximum de variable (le plus de testeur possible). Finalement, les coefficients de corrélation habituels ne donnent pas réellement une idée statistique de la fiabilité. En effet, les méthodes statistiques habituelles ne peuvent pas différencier les composantes de la variation due à l'erreur par rapport à celles due à la diversité des sujets testés.

C'est pour ces raisons qu'actuellement on préconise (Portney LG et Watkins MP, 2000) l'utilisation d'un test statistique permettant de comparer la variance entre plusieurs examinateurs par rapport à la variance entre plusieurs examinés. Cette méthode statistique s'appelle coefficient de corrélation intraclasse ou «Intraclass Correlation Coefficient» (ICC).

Cet indice permet d'évaluer s'il existe une différence entre la variance des moyennes entre les testés et la variance des moyennes entre les testeurs (ou tests s'il s'agit de la concordance intra-testeur). Il est donc fondamental de prévoir une population cible qui correspond à celle concernée cliniquement par ce test.

Cet indice est compris entre 0 et 1. La valeur 1 correspond à une reproductibilité parfaite entre les mesures. La valeur 0 indiquerait qu'il existe autant de variance entre les mesures prises sur un seul sujet que les mesures prises entre différents sujets. Une valeur négative indiquerait qu'il existe une plus grande différence entre les mesures chez un individu qu'entres les individus. Ceci devrait, a priori, être impossible. Une valeur négative significative indique donc habituellement qu'il existe un biais important dans l'étude.

8.6.5 MÉTHODE D'ANALYSE

Après avoir décrit les variables attributs et les variables mesurées (analyse descriptive), nous avons prévu d'évaluer s'il existe une différence significative de longueur relative de membre inférieur (MI) avant et après les manœuvres. Pour cela nous utilisons un test t de Student sur une série appariée comparant à chaque fois les deux variables positionnelles pour les huit variables précitées.

Cette analyse est effectuée pour chaque MI des 6 sujets examinés. Pour la phase 2, il a été prévu d'effectuer également une analyse par examinateur.

Une analyse comparant les valeurs entre les MI droits et gauches (test t de Student pour une série appariée et pour une série non-appariée), est réalisée afin de pouvoir, par la suite, considérer l'ensemble des valeurs indépendamment du côté testé.

Nous avons alors évalué s'il existe un effet du nombre de manœuvres effectuées sur les résultats en utilisant un test ANOVA.

Par la suite, nous avons décrit les effets des deux manœuvres quantifiées par les quatre méthodes précitées avant d'évaluer si l'effet est significatif ou non par un test t de Student et un test non-paramétrique de Wilcoxon.

Nous proposons ensuite de calculer les coefficients de corrélation de Pearson pour chacune des huit variables prises deux à deux.

Accessoirement nous allons évaluer par un test t de Student s'il existe une différence d'effet des manœuvres entre les sacro-iliaques présentant un test clinique positif et ceux présentant un test clinique négatif.

En ce qui concerne le calcul de la fiabilité, nous utiliserons les modèles statistiques de Shrout et Fleiss (1976) pour calculer l'ICC. Nous allons donc calculer le coefficient de corrélation interclasse (ICC) des huit nouvelles variables pour évaluer la fiabilité de nos mesures.

Parmi les trois modèles d'ICC existants (Shrout PE et Fleiss JL, 1979), nous utiliserons :

- Pour la fiabilité intra-testeur : le modèle 3 soit l'ICC (3,1)
- Pour la fiabilité inter-testeur : le modèle 2 soit l'ICC (2,1)

Nous calculerons ensuite l'intervalle de certitude de chaque ICC avec un risque de première espèce de 5% ainsi que le risque de première espèce pour un ICC=0.

D'autre part, vu que nous avons prévu d'analyser les résultats indépendamment du côté testé alors que ces variables ne sont pas indépendantes, nous allons effectuer les analyses nécessaires pour connaître l'influence de cette variable sur les résultats.

Il est prévu de réaliser une première analyse sur les 6 premiers sujets afin de pouvoir soit déjà répondre à l'hypothèse, soit évaluer la taille de l'échantillon pour le faire.

Pour accepter l'hypothèse, l'intervalle inférieur de l'ICC doit être supérieur ou égal à 0.75. Pour réfuter l'hypothèse, le risque de deuxième espèce doit être inférieur à 20% (puissance de 80%).

Les détails des formules utilisées figurent dans les annexes (CF Annexe 9, p.28-29).

9 RÉSULTATS

9.1 INTRODUCTION

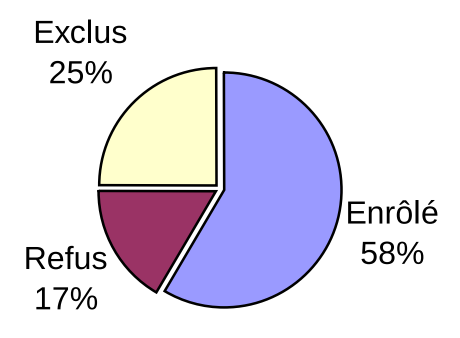
9.1.1 ENRÔLEMENT

La période de recrutement s'est avérée plus courte que prévue. Elle s'est étendue du mercredi 12 novembre 2003, date de la validation du protocole par la commission d'éthique, au lundi 24 novembre 2003, date de la récolte des données. Ceci représente un total de 13 jours au lieu des 15 prévus initialement.

Au total 12 personnes ont contacté l'investigateur. Six d'entre elles l'ont fait par téléphone et les cinq autres par oral.

Deux de ces douze personnes ne répondaient pas aux critères de l'étude. Elles ne présentaient pas de sacralgie au moment de l'enrôlement. Elles ont en été informées par oral sans recevoir de lettre d'information. Un sujet ne présentait pas les signes requis lors de l'examen clinique. Deux sujets ont refusé de participer une fois qu'ils ont pris connaissance de la durée de l'étude qui s'est avéré incompatible avec leur programme.

Sept sujets ont lu la feuille d'informations, ont été examinés par l'investigateur et répondaient aux critères de l'étude. Les sept sujets ont donné un consentement libre et éclairé sur leur participation à l'étude.



Graphique 1 : Recrutement

Groupe	Fréquence relative	Fréquence absolue	n	IC=95%	
				inf	sup
Enrôlé	58%	7	12	30%	86%
Non-enrôlé	42%	5	12	14%	70%

Tableau 1 : Recrutement

Lors de notre recrutement, 42% (IC=95% : 14%-70%) des personnes intéressées initialement par l'annonce n'ont pas été enrôlées.

9.1.2 Les sujets examinés

L'échantillon est formé des sept sujets symptomatiques qui ont présenté une douleur à la palpation des sillons lors des deux journées de récolte des données. Cinq des sept sujets sont des étudiants d'écoles supérieures et deux ont une activité professionnelle indépendante.

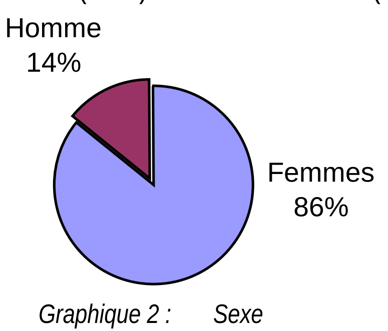
La description des variables attributs qualitatives se fait sans les intervalles de certitude étant donné que l'effectif ne le permet pas (n<5).

9.1.2.1 Âge, BMI et sexe

Leur âge est d'en moyenne 36 ans (IC=95% : 25ans – 47ans) avec un écart de 22 ans allant de 23 ans à 55 ans.

Leurs BMI est d'en moyenne 23.2 kg/m^2 (IC=95% : 21.3-25.1) avec un maximum de 27 kg/m^2 et un minimum de 20 kg/m^2 soit un écart de 7 kg/m^2.

L'échantillon est constitué de six femmes (86%) et un seul homme (14%).



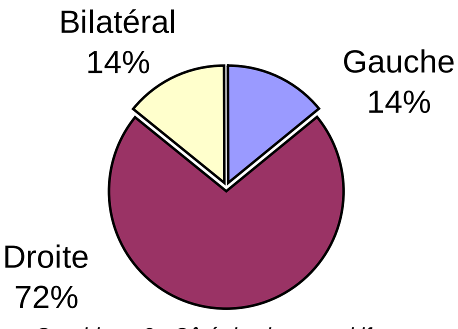
Graphique 2 : Sexe

9.1.2.2 Caractéristiques de la douleur lombo-sacrée

Quatre sujets avaient une lombalgie basse en plus de leur sacralgie alors que trois sujets présentaient une sacralgie isolée.

	Palpation des sillons		Test de Fortin	
	Droite	Gauche	Droite	Gauche
Sujet 1	+	+	+	-
Sujet 2	-	+	-	-
Sujet 3	+	-	+	-
Sujet 4	+	-	+	-
Sujet 5	+	-	+	-
Sujet 6	+	-	-	-
Sujet 7	+	-	-	-

Tableau 2 : Signes cliniques par sujet



Graphique 3 : Côté du signe positif

Le test de Fortin était positif pour quatre d'entre eux (57%) alors que le test de provocation de douleur à la palpation des sillons l'était pour tous (100%) vu qu'il s'agit d'un critère d'inclusion.

Cinq sujets (72%) ont présenté un test de provocation de la douleur positif uniquement à droite, un seul uniquement à gauche et une personne bilatéralement.

L'épisode actuel des douleurs n'était nouveau pour aucun des sept sujets. Le tableau 3 résume la durée de l'épisode actuelle pour chaque sujet.

Sujet	Durée épisode
1	10 ans
2	13 jours
3	23 jours
4	18 mois
5	10 mois
6	7jours
7	19 jours

Tableau 3 : Durée de l'épisode actuel

Quant au premier épisode, il date de 5 à 15 ans en fonction des sujets.

Sujet	Depuis
1	10 ans
2	12 ans
3	15 ans
4	9 ans
5	13 ans
6	7 ans
7	5 ans

Tableau 3bis : Durée depuis l'épisode initial

9.1.2.3 Diagnostics et antécédents des sujets

Voici quelques diagnostics que présentent différents sujets lors de l'étude :

- Polyarthrite rhumatoïde (en période de poussée lors de l'étude).
- Discopathies multi-étagées avec protrusion discale L4-L5 non-compressive.
- Luxation chondro-costale post traumatique (six semaines).

Nous avons retenu les antécédents suivants :

- Intervention chirurgicale pour hernie discale paramédiane S1 droite.
- Entorses tibio-tarsiennes avec ou sans arrachement osseux (3 sujets).
- Rupture du tendon d'Achille droite.
- Inégalité de longueur de jambe corrigée par semelle orthopédique.
- Dysménorrhées avec lombalgies (4 sujets).
- Accident vasculaire-cérébral sans séquelle apparente.

9.1.3 CONSULTATION

Aucun sujet n'a bénéficié des soins de l'examinateur et tous ont été examinés par un professionnel de la santé pour leur douleur (critère d'inclusion).

Tous les sujets bénéficiaient au préalable d'un traitement ostéopathique pour leur douleur. Trois d'entre eux ont déjà consulté un médecin spécifiquement pour leur lombo-sacralgie et une personne un chiropraticien.

9.1.4 PHASE DE RÉCOLTE DES DONNÉES

Il était régulièrement demandé aux sujets, tout au long de la récolte des données, s'ils ressentaient une gêne ou une douleur et s'ils souhaitaient arrêter ou non.

Malgré le fait que deux sujets disaient ressentir une gêne en décubitus dorsal avec les membres inférieurs en extension au bout de 5 minutes et une au bout de 10 minutes, aucun patient ne s'est plaint de douleur liée à cette position lors des deux après-midi.

Vu la taille relativement uniforme des sujets, le réglage de la table de pratique s'est faite une seule fois. La hauteur de la table fut également prédéterminée en fonction des examinateurs et des appareils de mesures (table à pieds à coulisse).

La durée de la première phase a été plus longue que prévue d'une demi-heure (4h30). L'investigateur a ressenti une lombalgie à partir d'environ 1h45 de test. Cette lombalgie a disparu dans les 2 deux heures qui ont suivit la fin de la récolte des données.

Vu le temps nécessaire pour réaliser l'ensemble des mesures une à une, il a été décidé que deux examinateurs réaliseraient simultanément à leur propre rythme leurs mesures.

9.1.5 ABANDONS, EFFETS SECONDAIRES

Le sujet 4 de la première partie a quitté l'étude entre les deux journées de récolte des données. Le sujet numéro 7, prévu comme remplaçant, l'a donc remplacé pour la deuxième phase de l'étude (fiabilité inter-testeur).

La raison de l'abandon est une augmentation des lombalgies rendant impossible la position allongée avec les jambes en extension.

Un sujet s'est plaint de gonalgie lors des manœuvres d'allongement et de raccourcissement et un autre d'une légère augmentation des lombo-sacralgies en cours d'après-midi lors de la deuxième phase de l'étude. Un sujet a senti apparaître une lombalgie lors de l'hyperlordose (manœuvre de déparasitage). Les examinateurs ont alors supprimé cette manœuvre pour ce sujet lors des deux dernières séries de mesures.

9.1.6 TRANSCRIPTION

Les erreurs relevées lors de la transmission orale des données concernent principalement :

- Des erreurs de compréhension qui sont rectifiées par l'examinateur.
- Des erreurs de lecture de l'examinateur qui paraissent aberrantes au sujet examiné ou à la personne effectuant la transcription. Les erreurs ainsi relevées concernent surtout le signe lors des mesures au pied de coulisse et des erreurs de lecture au mètre souple.

Les résultats du fichier Excel ont alors été triés par sujet examiné, par côté et par ordre des tests pour donner la feuille de résultats définitive.

9.2 *RÉSULTATS BRUTS*

9.2.1 FIABILITE INTRA-TESTEUR (PHASE 1)

Afin de faciliter la lecture des résultats et de permettre au lecteur de consulter les résultats en tout temps tout en lisant la suite de l'analyse et de la discussion, nous avons choisi de faire figurer les résultats dans les annexes.

Vous trouverez les résultats dans le fascicule Annexes sous le chapitre : Annexe 10 : p. 30-31

La première page donne toutes les mesures effectuées sur les sujets 1 à 3, alors que la deuxième donne les résultats des sujets 4 à 6.

Les résultats du sujet 7 n'existent pas pour la phase 1 étant donné que ce sujet était de réserve pour cette phase.

9.2.2 FIABILITÉ INTER-TESTEUR (PHASE 2)

Comme pour la fiabilité intra-testeur, nous avons choisi de faire figurer les résultats bruts dans les annexes.

Vous trouverez les résultats dans le fascicule Annexes sous le chapitre : Annexe 11 : p. 32-33

La première page donne toutes les mesures effectuées sur les sujets 1 à 3, alors que la deuxième donne les résultats des sujets 5 à 7.

Les résultats du sujet 4 n'existent pas pour la phase 2 étant donné que ce sujet a été remplacé par le sujet 7 qui était de réserve.

9.3 CORRECTION DES ERREURS DE TRANSCRIPTION OU DE LECTURE

9.3.1 VALEURS ABERRANTES, ERREUR DE TRANSCRIPTION

Nous avons identifié sept erreurs de transcription ou de lecture qui figurent en foncé dans le tableau des résultats (Annexe 11 et 12 : p.30-33) :

1. Lors de la phase 1, chez le sujet 6 lors de la 4ème série de mesures après la manœuvre de raccourcissement à droite, nous supposons que les mesures effectuées à l'aide du mètre souple ne sont pas de 866 et 864 mais de 966 et 964.

2. Lors de la phase 1, chez le sujet 6 lors de la 3ème série de mesures avant la manœuvre d'allongement à gauche (valeur initiale), nous supposons que les mesures effectuées à l'aide du mètre souple ne sont pas de 870 et 876 mais de 970 et 976.

3. Lors de la phase 2, lors des mesures effectuées par l'examinateur 2 pour évaluer les effets des manœuvres sur le MI gauche du sujet 2, nous supposons que les mesures effectuées à l'aide du mètre souple après la manœuvre d'allongement et la même mesure du côté droit après la manœuvre de raccourcissement ne sont pas respectivement de 975, 984 et 975 mais de 875, 884 et 875.

9.3.2 MODIFICATION DES VALEURS ABERRANTES POUR L'ANALYSE

Au vu des erreurs identifiées lors de la récolte des données, il ne nous paraît pas nécessaire de supprimer ces valeurs mais de les rectifier. Nous avons conscience que cette démarche peut introduire un biais mais celui-ci est également présent lors des corrections qui ont eu lieu lors de la récolte des données.

9.4 VARIABLES CALCULÉES

Comme pour les résultats bruts, nous avons choisi de faire figurer ce tableau dans les annexes.

Vous trouverez les résultats des variables calculées dans le fascicule Annexes sous le chapitre : Annexe 12 : p. 35

La partie de gauche du tableau correspond aux résultats de la phase 1 alors que la partie de droite correspond à la phase 2. Des espaces ont été prévus dans la partie de droite pour permettre une comparaison entre les valeurs trouvées chez le même individu entre les deux phases. Ceci n'est toutefois pas applicable pour le sujet 4 et le sujet 7 qui n'ont participé qu'à une seule des deux phases

9.5 ANALYSE STATISTIQUE

9.5.1 ANALYSE DESCRIPTIVE DE LA PHASE 1

9.5.1.1 VALEURS INITIALES (PHASE 1)

Mesures prises par le mètre souple : longueur des membres inférieurs (valeurs initiales : phase 1)

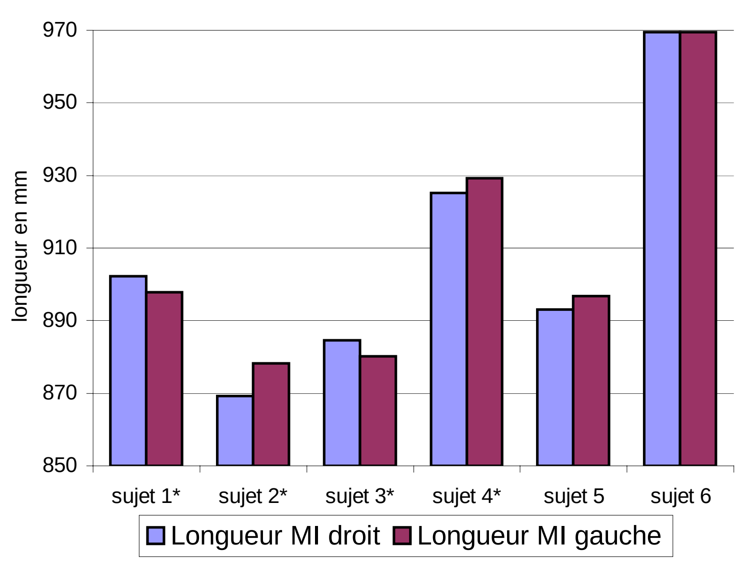
Les mesures au mètre souple ont toujours été faites des deux côtés indépendamment du côté où la manœuvre a été effectuée. Afin de décrire la longueur initiale des MI, nous disposons donc de 12 mesures par sujet.

Nous supposons que ces valeurs se distribuent selon la loi normale. Etant donné que l'échantillon est petit (n<30), nous avons calculé l'intervalle de certitude en utilisant la table de t de Fisher et Yates (Schwartz D, 1996).

Longueur des membres inférieurs calculée par mètre souple						
Sujets	Droite			Gauche		
	Moyenne (mm)	IC=95%		Moyenne (mm)	IC=95%	
		inf	Sup		inf	sup
1*	**902**	900	904	**898**	896	899
2*	**869**	867	871	**878**	876	880
3*	**885**	883	886	**880**	879	881
4*	**925**	924	927	**929**	927	931
5	**893**	891	895	**897**	894	900
6	**969**	967	972	**969**	965	973

Tableau 4 : longueur des MI mesurée par mètre souple

On a mesurée une différence de longueur significative, avec un seuil de 95%, chez 4 des six sujets. (étoiles dans le tableau et graphique)



Graphique 4 : longueur des MI mesurée par mètre souple

Deux sujets présentent des mesures significativement plus élevées du côté droit avec un seuil fixé à 95%.
Le sujet 1 présente une différence de 4mm (IC=95%, 1-8mm) et le sujet 3 de 5mm (IC=95%, 2-7mm).

Deux autres sujets présentent des mesures significativement plus élevées du côté gauche.
Le sujet 2 présente une différence de 9mm (IC=95%, 5-13mm) et le sujet 4 de 4mm (IC=95%, 0-7mm).

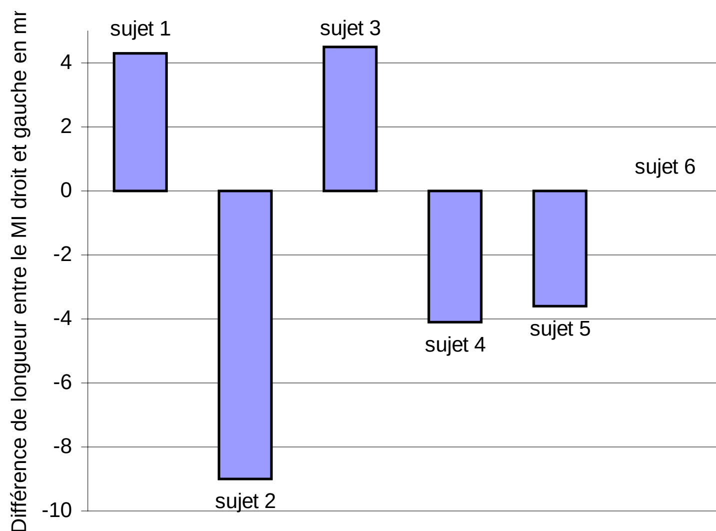
Mesures prises par le mètre souple : longueur relative des deux membres inférieurs (valeurs initiales : phase 1)

Afin d'interpréter la position relative des deux membres inférieurs (MI), nous avons calculé pour chaque mesure la différence entre la valeur mesurée à gauche et à droite. Chaque moyenne pour chaque sujet est alors évaluée par 12 mesures.

Alignement des membres inférieurs initial calculé par mètre souple			
Sujets	Droite p.r. à la gauche		
	Moyenne (mm)	IC=95%	
		inf	sup
1*	**4.3**	1.8	6.8
2*	**-9.0**	-11.1	-6.9
3*	**4.5**	2.3	6.7
4*	**-4.1**	-6.4	-1.8
5*	**-3.6**	-6.5	-0.7
6	**0.0**	-4.4	4.4

Tableau 4bis : alignement des MI mesuré par mètre souple

On constate que 5 des six sujets présentent une différence de longueur de jambe mesurée par mètre souple. On a mesuré chez deux sujets un MI apparemment plus long à droite et chez trois sujets à gauche.



Graphique 4bis : différence de longueur des MI mesurée par mètre souple

Cette différence n'est jamais de plus d'un centimètre et elle varie entre 9mm et 0mm.

Pied à coulisse (valeurs initiales : phase 1)

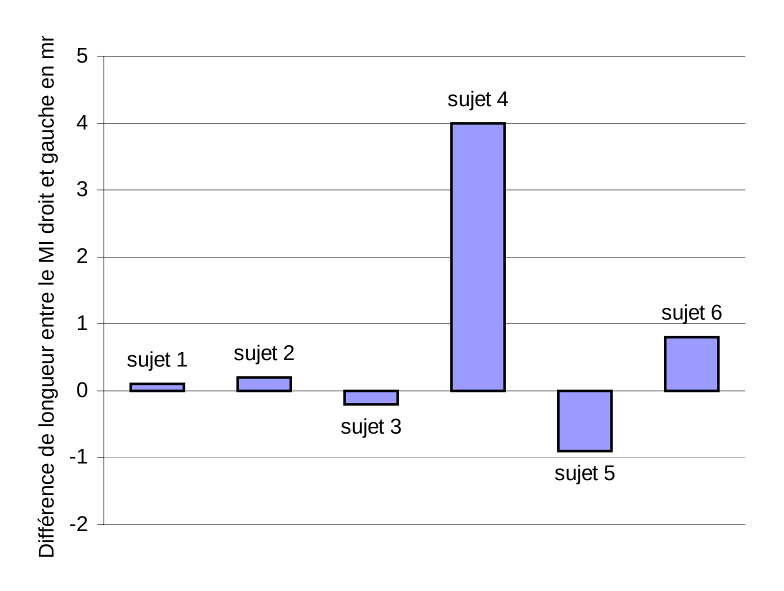
Comme pour les valeurs mesurées avec le mètre souple, celles récoltées par le pied à coulisse ont toujours été faites des deux côtés indépendamment du côté où la manœuvre a été ensuite effectuée. Afin de pouvoir prendre en considération les 12 valeurs mesurées lors de la mesure initiale, nous avons inversé les signes des mesures effectuées avant les manœuvres sur le MI gauche afin qu'elles correspondent à celles mesurées lors des manœuvres sur le MI droit.

Nous avons à nouveau calculé l'intervalle de certitude en utilisant la table de t de Fisher et Yates (Schwartz D, 1996) avec un degré de liberté de 11 (t=2.20).

Alignement des membres inférieurs initial calculé par pied à coulisse			
Sujets	Droite p.r. à la gauche		
	Moyenne (mm)	IC=95%	
		inf	sup
1	**0.1**	-0.3	0.5
2	**0.2**	-0.4	0.8
3	**-0.2**	-0.9	0.5
4	**4.0**	2.2	5.8
5	**-0.9**	-2.6	0.8
6	**0.8**	-0.3	1.9

Tableau 6 : alignement des MI mesuré par pied à coulisse

On constate que les marquages initiaux semblent être plus ou moins alignés entre les mesures mise à part pour le sujet 4 où on trouve un désalignement significatif d'en moyenne 4 millimètres (IC=95% : 2-6mm). On trouve une différence non-significative chez le sujet 5 (-1mm, IC=95% : - 3mm – 1mm) et le sujet 6 (1mm, IC=95% : 0mm – 2mm).



Graphique 6 : alignement des MI mesuré par pied à coulisse

Table à pieds à coulisse (valeurs initiales : phase 1)

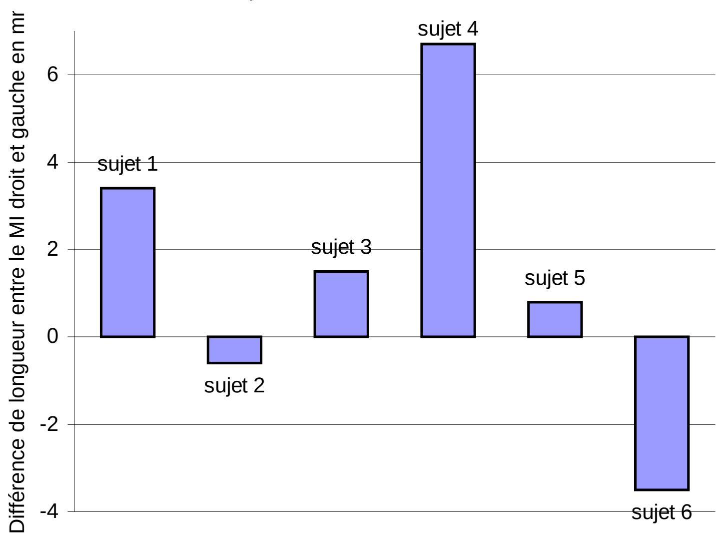
Etant donné que ces valeurs dépendent de la position inconstante du sujet sur la table, il nous paraît inutile d'étudier la moyenne des valeurs relevées. Nous proposons donc d'étudier uniquement la différence entre les mesures des deux pieds à coulisse de la table.

Nous avons à nouveau calculé l'intervalle de certitude en utilisant la table de t de Fisher et Yates (Schwartz D, 1996) avec un degré de liberté de 11 (t=2.20).

Alignement des membres inférieurs initial calculé par table			
Sujets	Droite p.r. à la gauche		
	Moyenne (mm)	IC=95%	
		inf	sup
1*	3.4	0.9	5.9
2	-0.6	-2.1	0.9
3	1.5	-2.4	5.4
4*	6.7	4.6	8.8
5	0.8	-0.9	2.5
6*	-3.5	-5.1	-1.9

Tableau 9 : alignement des MI mesuré par table à pieds à coulisse

On constate qu'en moyenne, la position relative initiale des membres inférieurs (MI) n'est pas nulle lors de la mesure avec la table à pieds à coulisse. Trois sujets présentent un désalignement moyen significatif lors de la mesure initiale. Le sujet 1 et le sujet 4 présentent une jambe longue à droite de 3.4mm (IC=95% : 0.9mm – 5.9mm), et respectivement de 6.7mm (IC=95% : 4.6mm – 8.8mm) alors que le sujet 6 présente une jambe longue à gauche de 3.5mm (IC=95% : 1.9mm – 5.1mm).



Graphique 8 : alignement des MI mesurépar table à pieds à coulisse

9.5.1.2 VARIATION DE LONGUEUR LORS DE LA MANŒUVRE D'ALLONGEMENT (PHASE 1)

Nous avons calculé pour chaque sujet la variation de longueur relative des membres inférieurs (avec trois instruments de mesure) et la variation de longueur fonctionnelle du membre testé (à l'aide du mètre souple). Ces résultats se trouvent dans l'annexe 12, p.35.

Analyse sujet par sujet (allongement : phase 1)

Nous considérons que la distribution respecte la loi normale.

Pour définir s'il existe une variation significative, nous avons effectué un test T de Student sur une série appariée (valeur avant et après manœuvre).

Nous avons pris comme valeur seuil un risque de 5% pour définir si la variation est significative ou non. Nous avons également calculé l'intervalle de certitude de cette variation avec un pari de 95% ainsi que le risque de première espèce (α, αlim ou p).

Nous avons ensuite analysé les quatre méthodes de calcul, à savoir :

1) Différence relative de longueur des MI avant et après la manœuvre d'allongement mesurée par mètre souple.
2) différence de longueur de jambe du MI testé avant et après la manœuvre d'allongement mesurée par mètre souple.
3) Différence relative de longueur des MI avant et après la manœuvre d'allongement mesurée par pied à coulisse.
4) Différence relative de longueur des MI avant et après la manœuvre d'allongement mesurée par la table à pieds à coulisse.

La même méthode d'analyse a été adoptée pour évaluer l'effet de la manœuvre de raccourcissement (chapitre suivant : 8.5.1.5).

Ces résultats se trouvent dans les annexes (Annexe 13, p.36-39). Le côté droit est représenté par le bâtonnet de gauche et le membre inférieur gauche par le bâtonnet de droit.

Analyse par côté (allongement : phase 1)

Avant de considérer l'ensemble des valeurs indépendamment du côté, il nous a paru utile d'analyser s'il existe une différence entre les valeurs mesurées de chaque côté (n=36).

Nous avons déjà vu dans le chapitre précédent, que nous n'avons pas pu mettre en évidence de différence significative entre le côté gauche et le côté droit lors de l'analyse par individu. Nous avons alors effectué un test T de Student sur une série appariée indépendamment des sujets (n=36). Etant donné que 6 tests ont été effectués par membre, l'appariement se fait entre les deux premiers tests, puis entre les deux deuxièmes et ainsi de suite.

Différences entre le côté droit et gauche (D-G) de la modification de longueur des MI								
Méthode d'évaluation	Différence appariée		Erreur moyenne	IC = 95%		t	d.d.l.	αlim bilatérale
	Moyenne (mm)	Ecart type (mm)		Inf (mm)	Sup (mm)			
Mètre souple (pos.rel.)	**0.0**	6.3	1.0	-2.1	2.2	0.03	35	**0.979**
Mètre souple (MI testé)	**1.4**	5.9	1.0	-0.6	3.4	1.43	35	**0.160**
Pied à coulisse	**0.9**	4.3	0.7	-0.5	2.4	1.29	35	**0.207**
Table à pieds à coulisse	**-1.5**	7.2	1.2	-3.9	1.0	-1.23	35	**0.226**

Tableau 16 : Comparaison gauche / droite des effets des manœuvres (test apparié)

Suite à la manœuvre d'allongement, il n'existe aucune différence significative entre les mesures du côté gauche et du côté droit.

En réalisant un test T de Student non apparié, nous obtenons les résultats suivants :

Différence des moyennes entre le côté droit et gauche (D-G) lors de l'allongement									
Unité=mm	Test de Levene (égalité des variances)			Différence moyenne	Erreur moyenne	IC = 95%		t	αlim
	F	αlim	Egalité des variances assumable			inf	sup		
Mètre souple (pos.rel.)	0.003	0.957	oui	0.0	1.3	-2.7	2.7	0.02	0.984
			non						0.984
Mètre souple (MI testé)	1.782	0.186	oui	1.4	1.0	-0.6	3.5	1.39	0.169
			non						0.170
Pied à coulisse	0.193	0.662	oui	0.9	0.9	-1.0	2.8	0.97	0.337
			non						0.337
Table à pieds à coulisse	3.080	0.084	oui	-1.5	1.1	-3.7	0.8	-1.29	0.202
			non						0.202

Tableau 17 : Comparaison gauche / droite des effets des manœuvres (test non-apparié)

L'égalité des variances entre le côté gauche et le côté droit peut être assumée car le test de Levene présente un p>0.05.

Il n'existe aucune différence significative entre les valeurs d'allongement mesurées du côté droit et celles mesurées du côté gauche.

Remarque
Les tableaux pour illustrer ce chapitre se trouvent dans l'annexe 14 (CF Annexe 14, p.40).

Analyse de l'effet de la répétition des mesures (allongement : phase 1)

Chaque membre inférieur a été testé six fois. Nous proposons d'analyser s'il existe une corrélation entre le nombre de mesures effectuées et l'amplitude d'allongement.

Nous avons choisi d'effectuer un test ANOVA. Ce test permet d'effectuer une analyse comparative des valeurs de plusieurs groupes. Dans notre cas il s'agit de six groupes différents en fonction du nombre de tests qui a déjà été effectué.

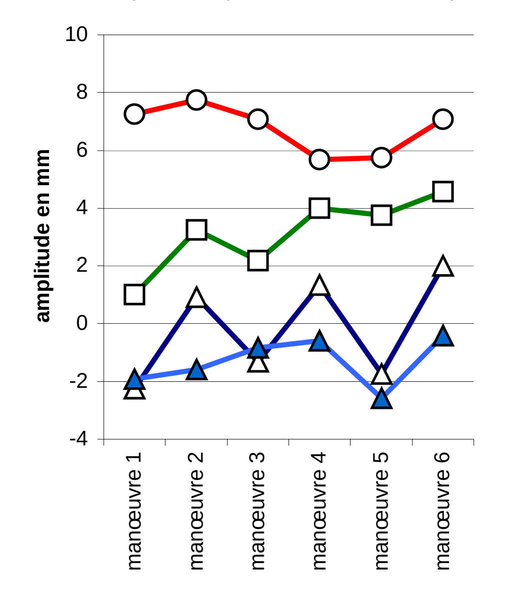
Test ANOVA		Somme des carrés	d.d.l.	Moyenne des carrés	F	αlim
Mètre souple (pos.rel.)	Entre les groupes	195.9	5	39.2	1.245	**0.298**
	Au sein d'un groupe	2076.8	66	31.5		
	Total	2272.7	71			
Mètre souple (MI testé)	Entre les groupes	43.4	5	8.7	0.439	**0.820**
	Au sein d'un groupe	1304.3	66	19.8		
	Total	1347.7	71			
Pied à coulisse	Entre les groupes	43.7	5	8.7	0.523	**0.758**
	Au sein d'un groupe	1103.3	66	16.7		
	Total	1147.0	71			
Table à pieds à coulisse	Entre les groupes	104.8	5	21.0	0.877	**0.501**
	Au sein d'un groupe	1577.1	66	23.9		
	Total	1681.9	71			

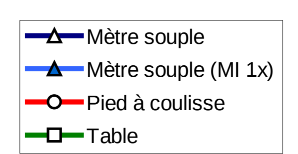
Tableau 18 : Analyse de la variance en fonction du nombre de manœuvres réalisées

La modification de longueur relative des membres inférieurs mesurée par mètre souple ne présente pas de différence significative en fonction du nombre de manœuvres effectuées (F=1.25,df=5,66, p=0.298).

De même, la modification de longueur du membre testé ne présente pas de différence significative en fonction du nombre de manœuvres effectuées (F=0.439,df=5,66, p=0.820).

Ceci est également valable pour les mesures effectuées avec le pied à coulisse (F=0.523,df=5,66, p=0.758) et avec la table à pieds à coulisse (F=0.877,df=5,66, p=0.501).





Graphique 21 :
Moyenne des variations liées à la manœuvre d'allongement en fonction du nombre de manœuvres effectuées

Analyse de la variation de longueur des MI avant et après la manœuvre d'allongement (phase 1)

Les graphiques et les tableaux de l'analyse descriptive se trouvent dans les annexes (CF Annexe 15, p.41-44)

Nous allons effectuer un test T de Student apparié pour évaluer les quatre variables calculées. Nous supposons que la distribution respecte la loi normale.

Nous avons initialement quantifié la corrélation entre les variables appariées (avant et après manœuvre) vu que cette notion disparaît par après lors de l'analyse des différences entre les variables.

Coefficient de corrélation de Pearson				
		N	Correlation	Sig.
Manœuvre d'allongement	Mètre souple	72	0.651	0.000
	Mètre souple (MI testé uniquement)	72	0.992	0.000
	Pied à coulisse	72	0.438	0.000
	Table à pieds de coulisse	72	0.504	0.000

Tableau 23 : Corrélation entre les mesures avant (valeur initiale) et après la manœuvre d'allongement

Nous constatons qu'il existe une corrélation importante entre la variation de la valeur initiale et la variation de la valeur après manœuvre d'allongement. Cette corrélation est presque de 1 pour les valeurs mesurées par le mètre souple sur un seul MI ($r=0.992$, $p<0.001$). Le coefficient de corrélation le moins élevé correspond aux mesures effectuées avec le pied à coulisse ($r=0.438$, $p<0.001$).

Test T de Student (série appariée)		Différence appariée		IC = 95%		αlim bilatérale
		Moyenne (mm)	Ecart type (mm)	Inf (mm)	Sup (mm)	
Manœuvre d'allongement	Mètre souple	-0.2	5.7	-1.5	1.1	0.787
	Mètre souple (MI 1x)	-1.3	4.4	-2.3	-0.3	**0.012**
	Pied à coulisse	6.8	4.0	5.8	7.7	**0.000**
	Table à pieds de coulisse	3.1	4.9	2.0	4.3	**0.000**

Tableau 24 : Test T de Student apparié évaluant les effets de la manœuvre d'allongement

Etant donné que la distribution ne respecte pas strictement la loi normale pour certaines de ces variables, nous avons effectué un test non-paramétrique de Wilcoxon pour confirmer les résultats du test de Student.

Test non-paramétrique de Wilcoxon			
		Z	αlim
Manœuvre d'allongement	Mètre souple	-0.138	0.891
	Mètre souple (MI 1x)	-2.319	**0.020**
	Pied à coulisse	-7.162	**0.000**
	Table à pied de coulisse	-5.197	**0.000**

Tableau 25 : Test de Wilcoxon évaluant les effets de la manœuvre d'allongement

9.5.1.3 CONCLUSION STATISTIQUE : ALLONGEMENT, PHASE 1

Ces analyses nous permettent de conclure les points suivants :

- Il n'existe pas de différence significative entre le côté droit et le côté gauche des 4 variables analysées.
- Il n'existe pas d'effet significatif lié à la répétition des manœuvres d'allongement.
- Nous avons pu mettre en évidence un allongement relatif du membre testé lors de la manœuvre d'allongement qui est significatif. Cette différence est d'en moyenne 6.8mm (IC=95% : 5.8mm-7.7mm ; $p<0.001$) en comparant les marques aux mollets.
- Un allongement relatif a également été mis en évidence de façon significative en comparant la hauteur relative des talons à l'aide de la table à pieds à coulisse. L'allongement est en moyenne de 3.1mm (IC=95% : 2.0mm-4.3mm ; $p<0.001$).
- Lors de la manœuvre d'allongement, la distance entre l'épine iliaque antéro-supérieure et la malléole externe diminue en moyenne de façon significative lors de la manœuvre d'allongement. Ce raccourcissement est d'en moyenne 1.3mm (IC=95% : 0.3mm-2.3mm ; $p=0.012$).
- Il n'existe pas de différence significative de longueur entre les membres inférieurs avant et après la manœuvre d'allongement lorsqu'on l'évalue en comparant les distances entre les EIAS et la malléole externe. Nous avons observé une différence d'en moyenne 0.2mm dans le sens du raccourcissement relatif (IC=95% : -1.1mm – 1.5mm ; $p=0.891$).

9.5.1.4 VARIATION DE LONGUEUR LORS DE LA MANŒUVRE DE RACCOURCISSEMENT (PHASE 1)

Nous avons calculé pour chaque sujet la variation de longueur relative des membres inférieurs (avec trois instruments de mesure) et la variation de longueur fonctionnelle du membre testé (à l'aide du mètre souple). Ces résultats se trouvent dans l'annexe 12, p.35.

<u>Analyse sujet par sujet</u>

Même si l'effectif ne permet pas d'évaluer si la distribution des valeurs suit une courbe Gaussienne, nous considérons que la distribution respecte la loi normale.

Pour définir s'il existe une variation significative, nous avons, comme pour la manœuvre d'allongement, effectué un test T de Student sur une série appariée (valeur avant et après manœuvre).

Nous avons à nouveau pris comme valeur seuil un risque de 5% pour définir si la variation est significative ou non. Nous avons également calculé l'intervalle de certitude de cette variation avec un pari de 95% ainsi que le risque de première espèce (α, αlim, sig. ou p).

Nous avons analysé l'effet de la manœuvre de raccourcissement selon quatre méthodes, à savoir :

5) Différence relative de longueur des MI avant et après la manœuvre de raccourcissement mesurée par mètre souple.

6) Différence de longueur de jambe du MI testé avant et après la manœuvre de raccourcissement mesurée par mètre souple.

7) Différence relative de longueur des MI avant et après la manœuvre de raccourcissement mesurée par pied à coulisse.

8) Différence relative de longueur des MI avant et après la manœuvre de raccourcissement mesurée par la table à pieds à coulisse.

Cette méthode d'analyse est identique à celle utilisée pour évaluer l'effet de la manœuvre d'allongement (chapitre précédant : 8.5.1.4).

Ces résultats se trouvent dans les annexes (Annexe 16, p.45-48). Le côté droit est représenté par le bâtonnet de gauche et le membre inférieur gauche par le bâtonnet de droit.

Analyse par côté (Raccourcissement : phase 1)

Vu le nombre réduit de mesures par individu et l'importance de la variance pour chacun d'entre eux, nous n'avons pas pu mettre en évidence de différence significative entre les membres inférieurs droit et gauche de chaque individu. Nous allons effectuer un test T de Student sur l'ensemble des mesures indépendamment des sujets. Etant donné que 6 tests ont été effectués par membres, l'appariement se fait entre les deux premiers tests, puis entre les deux deuxièmes et ainsi de suite.

Différences entre le côté droit et gauche (D-G) de la modification de longueur des MI								
Méthode d'évaluation	Différence appariée		Erreur moyenne	IC = 95%		t	d.d.l.	αlim bilatérale
	Moyenne (mm)	Ecart type (mm)		Inf (mm)	Sup (mm)			
Mètre souple (pos.rel.)	**4.3**	7.6	1.3	1.7	6.9	-3.37	35	**0.002**
Mètre souple (MI testé)	**2.6**	6.1	1.0	0.5	4.6	2.51	35	**0.017**
Pied à coulisse	**-2.3**	4.7	0.8	-3.8	-0.7	-2.87	35	**0.007**
Table à pieds à coulisse	**-2.8**	8.0	1.3	-5.5	-0.1	-2.10	35	**0.043**

Tableau 30 : Comparaison gauche / droite des effets des manœuvres (test apparié)

En réalisant un test T de Student non apparié, nous obtenons les résultats suivants :

Différence des moyennes entre le côté droit et gauche (D-G) lors du raccourcissement									
Unité=mm	Test de Levene (égalité des variances)			Différence moyenne	Erreur moyenne	IC = 95%		t	αlim
	F	αlim	assumable			inf	sup		
Mètre souple (pos.rel.)	0.755	0.388	oui	**4.3**	1.5	1.3	7.3	2.85	**0.006**
			non						0.006
Mètre souple (MI testé)	0.345	0.559	oui	**2.6**	1.1	0.3	4.8	2.28	**0.026**
			non						0.026
Pied à coulisse	3.261	0.075	oui	**-2.3**	0.8	-3.9	-0.6	-2.66	**0.010**
			non						0.010
Table à pieds à coulisse	0.009	0.924	oui	**-2.8**	1.3	-5.3	-0.2	-2.17	**0.033**
			non						0.033

Tableau 30 : Comparaison gauche / droite des effets des manœuvres (test non-apparié)

Il existe une différence significative des moyennes des effets de la manœuvre de raccourcissement entre la gauche et la droite.

- Prenons en considération les valeurs mesurées par le mètre souple. En moyenne, une manœuvre de raccourcissement sur le MI droit provoque un allongement supérieur au MI gauche. Cette différence est de 4.3mm (IC=95% : 1.7-6.9mm; p=0.002) en comparant la longueur relative des deux membres et de 2.6mm (IC=95% : 0.5 - 4.6mm, p=0.017) en comparant uniquement la variation de longueur du membre testé.
- En comparant les valeurs du pied à coulisse ainsi que de la table à pieds à coulisse, les MI droits se sont vu raccourcis en moyenne respectivement de 2.3mm (IC=95% : 0.7 - 3.8mm, p=0.007) et de 2.8mm (IC=95% : 0.1 - 5.5mm, p=0.043) de plus que le MI gauche.

Remarque

Les graphiques pour illustrer ce chapitre se trouvent dans l'annexe 14 (CF Annexe 14, p.40)

Analyse de l'effet de la répétition des mesures (Raccourcissement : phase 1)

Chaque membre inférieur a été testé six fois. Nous proposons d'analyser s'il existe une corrélation entre le nombre de mesures effectuées et l'amplitude de raccourcissement.

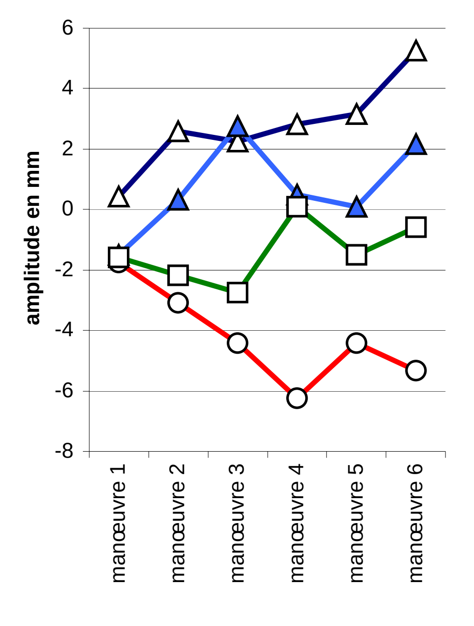
Nous avons choisi d'effectuer un test ANOVA. Ce test permet d'effectuer une analyse comparative de valeurs de plusieurs groupes. Dans notre cas, il s'agit de six groupes différents en fonction du nombre de tests qui a déjà été effectué.

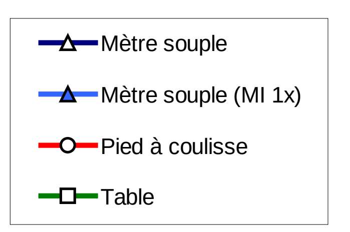
Test ANOVA		Somme des carrés	d.d.l.	Moyenne des carrés	F	αlim
Mètre souple (pos.rel.)	Entre les groupes	145.8	5	29.2	0.639	**0.671**
	Au sein d'un groupe	3013.7	66	45.7		
	Total	3159.5	71			
Mètre souple (MI testé)	Entre les groupes	143.8	5	28.8	1.217	**0.311**
	Au sein d'un groupe	1559.5	66	23.6		
	Total	1703.3	71			
Pied à coulisse	Entre les groupes	154.0	5	30.8	2.414	**0.045**
	Au sein d'un groupe	841.9	66	12.8		
	Total	995.9	71			
Table à pieds à coulisse	Entre les groupes	58.1	5	11.6	0.358	**0.875**
	Au sein d'un groupe	2141.7	66	32.4		
	Total	2199.8	71			

Tableau 31 : Analyse de la variance en fonction du nombre de manœuvres réalisées

La répétition des manœuvres n'occasionne pas d'effet significatif sur les mesures prises par mètre souple, ceci en comparant à la fois la longueur relative des MI (F=0.639,d.d.l.=5,66, p=0.671) et en évaluant le changement de longueur du MI sur le MI testé uniquement (F=1.217,d.d.l.=5,66, p=0.311). Ceci est également valable pour les mesures effectuées avec la table à pieds à coulisse (F=0.358,d.d.l.=5,66, p=0.875).

La variation des mesures liée à la répétition des manœuvres prises par pied à coulisse présentent une différence significative (F=2.414, d.d.l.=5,66, p=0.045).





Graphique 30 :
Moyenne des variations liées à la manœuvre de raccourcissement en fonction du nombre de manœuvres effectuées

Analyse de la variation de longueur des MI avant et après la manœuvre de raccourcissement (Phase 1)

Les graphiques et les tableaux de l'analyse descriptive se trouvent dans les annexes (CF Annexe 17, p.49-53). On a également effectué une analyse descriptive pour les mesures prises par le pied à coulisse sans tenir compte des 2 premières séries de mesures.

AU vue de l'analyse qui précède, nous allons effectuer un test T de Student apparié pour évaluer les quatre variables calculées. Nous supposons que la distribution respecte la loi normale.

Nous avons initialement quantifié la corrélation entre les variables appariées (avant et après manœuvre) vu que cette notion disparaît par après lors de l'analyse des différences entre les variables.

Coefficient de corrélation de Pearson				
		n	Correlation	αlim
Manœuvre de raccourcissement	Mètre souple	72	0.496	0.000
	Mètre souple (MI testé uniquement)	72	0.989	0.000
	Pied à coulisse	72	0.213	0.073
	Table à pieds de coulisse	72	0.395	0.001

Tableau 37 : Corrélation entre les mesures avant (valeur initiale) et après la manœuvre de raccourcissement

Nous constatons qu'il existe une corrélation importante entre la variation de la valeur initiale et la variation de la valeur après manœuvre de raccourcissement. Cette corrélation est presque de 1 pour les valeurs mesurées par le mètre souple sur un seul MI ($r=0.989$, $p<0.001$). Le seul coefficient de corrélation qui n'est pas significatif est celui qui correspond aux mesures effectuées avec le pied à coulisse ($r=0.213$, $p=0.073$). Ce coefficient est presque identique lorsqu'on le calcule uniquement sur les 4 dernières séries de mesures ($r=0.256$, $p= 0.079$)

Test T de Student (série appariée)		Différence appariée		IC = 95%		αlim bilatérale
		Moyenne (mm)	Ecart type (mm)	Inf (mm)	Sup (mm)	
Manœuvre de raccourcissement	Mètre souple	2.8	6.7	1.2	4.3	**0.001**
	Mètre souple (MI 1x)	0.7	4.9	-0.5	1.8	0.233
	Pied à coulisse	-4.2	3.7	-5.1	-3.3	**0.000**
	Table à pieds de coulisse	-1.4	5.6	-2.8	-0.1	**0.031**

Tableau 38 : Test T de Student apparié évaluant les effets de la manœuvre de raccourcissement

Etant donné que la distribution ne respecte pas strictement la loi normale pour certaines de ces variables, nous avons effectué un test non-paramétrique de Wilcoxon pour confirmer les résultats du test de Student.

Test non-paramétrique de Wilcoxon			
		Z	Sig.
Manœuvre de raccourcissement	Mètre souple	-3.161	**0.002**
	Mètre souple (MI 1x)	-1.207	0.227
	Pied à coulisse	-6.542	**0.000**
	Table à pieds de coulisse	-3.208	**0.001**

Tableau 39 : Test de Wilcoxon évaluant les effets de la manœuvre de raccourcissement

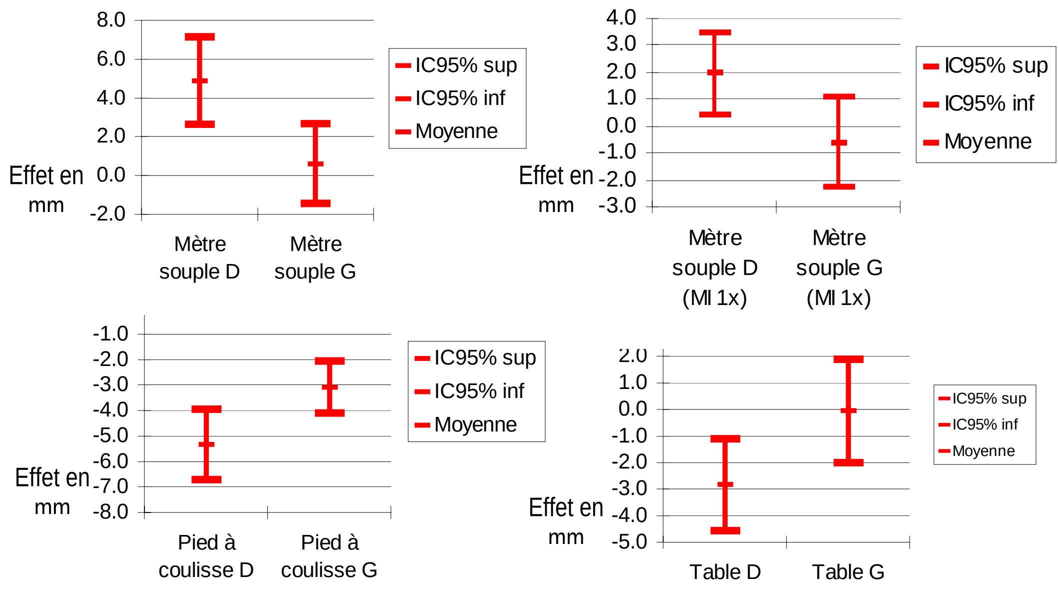
Analyse globale en tenant compte du côté (Raccourcissement : phase 1)

Etant donné qu'il existe une différence significative entre les mesures prises du côté droit et du côté gauche, nous avons effectué une analyse globale en tenant compte du côté.

Test t de Student sur une série appariée côté par côté		Différence moyenne (mm)	IC = 95%		αlim bilatérale
			inf	Sup	
Mètre souple (pos.rel.)	Droite	4.9	2.6	7.1	**0.000**
	Gauche	0.6	-1.4	2.7	0.550
Mètre souple (MI 1x)	Droite	2.0	0.4	3.5	**0.013**
	Gauche	-0.6	-2.3	1.1	0.489
Pied à coulisse	Droite	-5.3	-6.7	-3.9	**0.000**
	Gauche	-3.1	-4.1	-2.1	**0.000**
Table à pieds à coulisse	Droite	-2.8	-4.6	-1.1	**0.002**
	Gauche	-0.1	-2.0	1.9	0.954

Tableau 40 : Test t de Student évaluant les effets de la manœuvre de raccourcissement en tenant compte du côté

L'effet sur les variables analysées des manœuvres de raccourcissement sur les membres inférieurs gauches est, en moyenne, nul mis à part pour les mesures effectuées avec le pied à coulisse où l'on a pu mettre en évidence un raccourcissement relatif significatif de 3.1mm (IC=95% : 2.1mm-4.1mm ; p<0.001).



Graphique 36 : Moyennes et IC=95% entre le côté droit et le côté gauche

Lors de la manœuvre de raccourcissement, l'effet des manœuvres n'est pas significativement différent entre le côté gauche et le côté droit. Toutefois la différence moyenne est significative du côté droit alors qu'elle ne l'est pas à gauche pour les variables suivantes :

- Variation de la position relative des MI avant et après la manœuvre de raccourcissement mesurée par mètre souple.
- Variation de la distance entre l'EIAS et la malléole externe avant et après la manœuvre de raccourcissement mesurée par mètre souple.
- Variation de la position relative des MI avant et après la manœuvre de raccourcissement mesurée par la table à pieds à coulisse.

9.5.1.5 CONCLUSION STATISTIQUE : RACCOURCISSEMENT, PHASE 1

Ces analyses nous permettent de conclure les points suivants :

- Nous avons pu mettre en évidence un raccourcissement relatif du membre testé lors de la manœuvre de raccourcissement à l'aide des marques sur les mollets qui est significatif. Cette différence est d'en moyenne 4.2mm (IC=95% : 3.3mm-5.1mm ; p<0.001) en comparant les marques aux mollets à l'aide du mètre souple. Cette différence est significativement plus importante du côté droit (5.3mm : IC=95%, 3.9mm-6.7mm ; p<0.001) que du côté gauche (3.1mm : IC=95% : 2.1mm-4.1mm ; p<0.001).

- Etant donné qu'il pourrait exister un phénomène d'assouplissement mis en évidence par le pied à coulisse lors de la manœuvre de raccourcissement, nous avons également évalué l'effet de la manœuvre sur les 4 dernières séries de mesures. Le raccourcissement relatif est alors de 5.1mm (IC=95% : 4.0mm-6.2mm ; p>0.001).

- Un raccourcissement relatif a également été mis en évidence de façon significative en comparant la hauteur relative des talons à l'aide de la table à pieds à coulisse. Le raccourcissement, indépendamment du côté testé, est en moyenne de 1.4mm (IC=95% : 0.1mm-2.8mm ; p=0.031). Ce raccourcissement relatif n'est pas significatif à gauche (0.1mm ; IC=95% : -1.9mm – 2.0mm ; p=0.954) alors qu'il l'est à droite (2.8mm ; IC=95% : 1.1mm-4.6mm ; p=0.002).

- Lors de la manœuvre de raccourcissement, la différence relative de longueur des MI en mesurant la distance entre l'épine iliaque antéro-supérieure et la malléole externe augmente en moyenne de façon significative lors de la manœuvre de raccourcissement. Cet allongement est d'en moyenne 2.8mm (IC=95% : 1.2mm-4.3mm ; p<0.001). Cette différence vient principalement des effets de la manœuvre sur le MI droit (4.9mm ; IC=95% : 2.6mm-7.1mm ; p<0.001) et peu, voire pas sur le membre inférieur gauche (0.6mm ; IC=95% : -1.4mm–2.7mm ; p=0.550).

- Il existe un allongement significatif de la distance entre l'EIAS et la malléole externe droites lors de la manœuvre de raccourcissement de 2.0mm (IC=95% : 0.4mm-3.5mm ; p=0.013). Cet effet est inversé et non significatif du côté gauche (-0.6 ; IC=95% : -2.3mm-1.1mm ; p=0.489). Cette disparité entre les côtés fait que la moyenne globale révèle un allongement non-significatif (0.7mm ; IC=95% : --0.5mm–1.8mm ; p=0.233).

9.5.2 ANALYSE DESCRIPTIVE DE LA PHASE 2

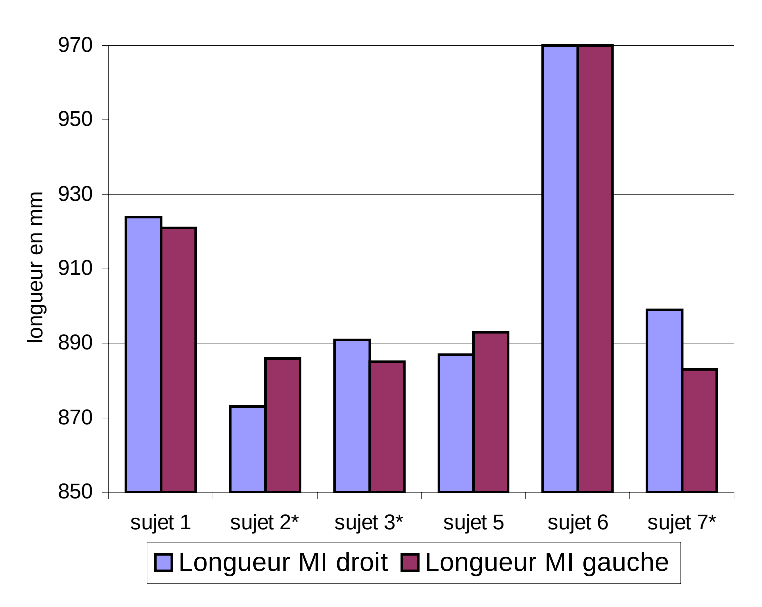
9.5.2.1 VALEURS INITIALES (PHASE 2)

Mesures prises par le mètre souple : longueur des membres inférieurs (Phase 2)

Nous supposons que ces valeurs se distribuent selon la loi normale. Etant donné que l'échantillon est petit (n<30), nous avons calculé l'intervalle de certitude en utilisant la table de t de Fisher et Yates (Schwartz D, 1996) avec n=10 ou d.d.l.=9.

Longueur des membres inférieurs calculée par mètre souple						
Sujets	Droite			Gauche		
	Moyenne (mm)	IC=95% inf	IC=95% Sup	Moyenne (mm)	IC=95% inf	IC=95% sup
1	**924**	921	926	**921**	918	925
2*	**873**	869	877	**886**	883	889
3*	**891**	887	894	**885**	882	887
5	**887**	883	891	**893**	891	895
6	**970**	967	974	**970**	967	973
7*	**899**	896	902	**883**	881	885

Tableau 41 : longueur des MI mesurée par mètre souple



Graphique 37 : longueur des MI mesurée par mètre souple

Deux sujets présentent des mesures significativement plus élevées du côté droit avec un seuil fixé à 95%. Le sujet 3 présente une différence de 6mm (IC=95%, 0-12mm) et le sujet 7 de 16mm (IC=95%, 11-21mm). Le sujet 2 présente des mesures significativement plus élevées du côté gauche (13mm ; IC=95% : 6-20mm).
En comparant avec la première phase de l'étude, le sujet 1 ne présente plus de différence significative, le sujet 3 présente une différence significative dans le sens inverse, le sujet 2 une différence significative dans le même sens et le sujet 4 présente une tendance similaire entre les deux études mais qui est juste devenu non-significative lors de la phase 2 (nombre de mesure<1).

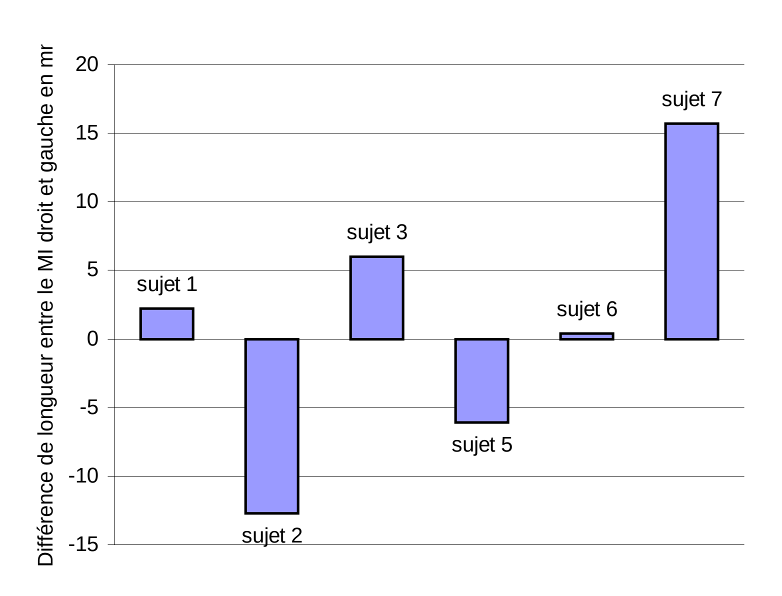
Mesures prises par le mètre souple : longueur relative des deux membres inférieurs (Valeurs initiales : phase 2)

Comme lors de la phase 1, nous avons évalué la position relative initiale des deux membres inférieurs (MI) à l'aide des mesures prises au mètre souple.

Alignement des membres inférieurs initial calculé par mètre souple			
Sujets	Droite p.r. à la gauche		
	Moyenne (mm)	IC=95%	
		inf	sup
1	**2.2**	-2.6	7.0
2*	**-12.7**	-18.3	-7.1
3*	**6.0**	2.9	9.1
5*	**-6.1**	-10.0	-2.2
6	**0.4**	-5.2	6.0
7*	**15.7**	12.7	18.7

Tableau 41bis : alignement des MI mesuré par mètre souple

On constate que 4 des six sujets présentent un différence relative de longueur de jambe mesurée par mètre souple (étoiles dans tableau).



Graphique 37bis :différence de longueur des MI mesurée par mètre souple

En comparant avec la phase 1, on trouve les mêmes tendances qui deviennent non-significatives pour le sujet 1, qui sont amplifiées pour le sujet 2 (MI gauche plus long de 13mm (IC=95% : 7-18mm)), qui sont similaires pour le sujet 3 (MI droit plus long de 6mm (IC=95% : 3-9mm)) et le sujet 5 (MI gauche plus long de 6mm (IC=95% : 2-10mm)). Le sujet 7 présente un membre inférieur droit apparemment plus long de 16mm (IC=95% : 13-19mm).

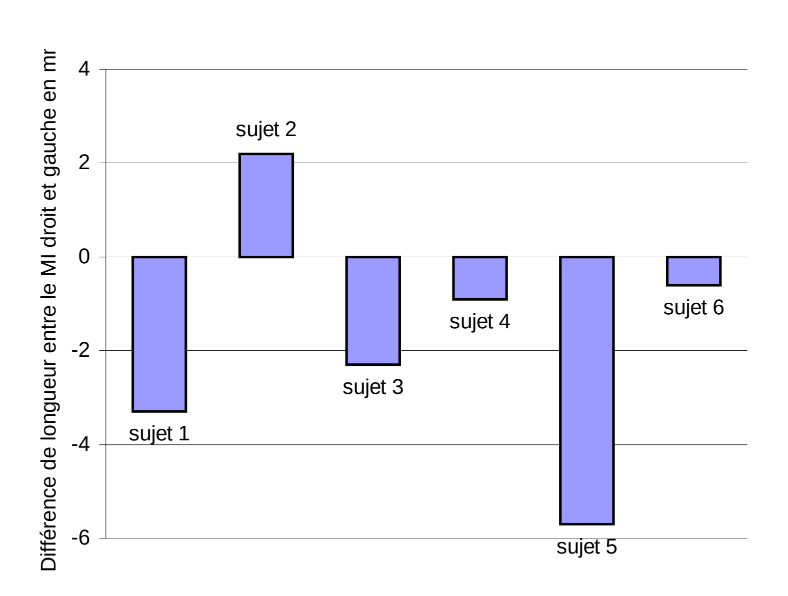
Pied à coulisse (Valeurs initiales : phase 2)

Nous avons effectué la même analyse sur la position relative mesurée par pied à coulisse. Nous avons à nouveau calculé l'intervalle de certitude en utilisant la table de t de Fisher et Yates (Schwartz D, 1996) avec un degré de liberté de 11 (t=2.20).

Alignement des membres inférieurs initial calculé par pied à coulisse			
Sujets	Droite p.r. à la gauche		
	Moyenne (mm)	IC=95%	
		inf	sup
1*	**-3.3**	-4.3	-2.3
2	**2.2**	0.0	4.4
3*	**-2.3**	-4.1	-0.5
5	**-0.9**	-2.4	0.6
6*	**-5.7**	-6.9	-4.5
7	**-0.6**	-1.9	0.7

Tableau 42 : alignement des MI mesuré par pied à coulisse

Contrairement à la première phase de l'étude, les marquages initiaux semblent être moins alignés entre les mesures (exempté pour le sujet 5 et le sujet 7).



Graphique 38 : alignement des MI mesuré par pied à coulisse

Table à pieds à coulisse (Valeurs initiales : phase 2)

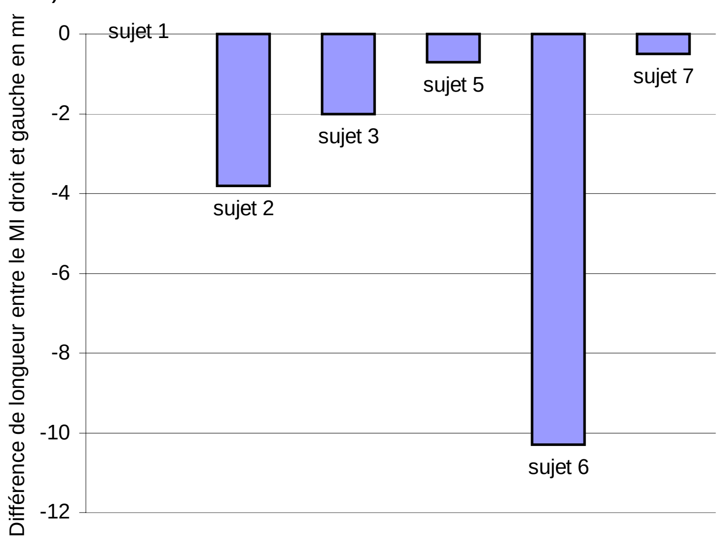
Etant donné que ces valeurs dépendent de la position du sujet sur la table qui n'est pas constante, il nous paraît inutile d'étudier la moyenne des valeurs relevées. Nous proposons donc d'étudier uniquement la différence entre les mesures des deux pieds à coulisse de la table.

Nous avons à nouveau calculé l'intervalle de certitude en utilisant la table de t de Fisher et Yates (Schwartz D, 1996) avec un degré de liberté de 11 (t=2.20).

Alignement des membres inférieurs initial calculé par table			
Sujets	Droite p.r. à la gauche		
	Moyenne (mm)	IC=95%	
		inf	sup
1	**0.0**	-1.3	1.3
2*	**-3.8**	-6.3	-1.3
3*	**-2.0**	-3.8	-0.2
5	**-0.7**	-2.5	1.1
6*	**-10.3**	-12.0	-8.6
7	**-0.5**	-1.9	0.9

Tableau 43 : alignement des MI mesuré par table à pieds à coulisse

Comme pour la première phase, nous constatons qu'en moyenne, la position relative initiale des membres inférieurs (MI) n'est pas nulle lors de la mesure avec la table à pieds à coulisse. Trois sujets présentent un désalignement moyen significatif lors de la mesure initiale. Le sujet 2, le sujet 3 et le sujet 6 présentent une jambe longue à gauche de respectivement 3.8mm (IC=95% : 1.3mm – 6.3mm), de 2.0mm (IC=95% : 0.2mm – 3.8mm) et de 10.3mm (IC=95% : 8.6mm – 12.0mm).



Graphique 39 : alignement des MI mesuré par table à pieds à coulisse

On constate que le sujet 6 présente à nouveau un MI gauche plus long de façon significative.

9.5.2.2 VARIATION DE LONGUEUR DE JAMBE LORS DU TEST D'ALLONGEMENT (PHASE 2)

Depuis les résultats bruts de la phase 2 de l'étude, nous avons calculé pour chaque sujet la variation de longueur relative des membres inférieurs (avec trois instruments de mesure) et la variation de longueur fonctionnelle du membre testé (à l'aide du mètre souple). Ces résultats se trouvent dans l'Annexe 12, p.35.

Analyse succincte sujet par sujet : (Allongement : phase 2)

Comme pour la phase 1, nous avons effectué un test T de Student pour comparer les valeurs initiales avec les valeurs après la manœuvre d'allongement. Nous considérons que la distribution respecte la loi normale. Nous avons également calculé la différence des moyennes entre les deux phases. Les tableaux et graphiques se trouvent dans les annexes (Annexe 18, p.54-56)

Analyse par examinateur (Allongement : Phase 2)

Nous avons effectué un test t de Student apparié pour évaluer l'efficacité des manœuvres d'allongement chez chaque examinateur. Cette analyse permet d'identifier une éventuelle différence significative entre examinateurs ou une éventuelle latéralisation significative.

Nous avons effectué cette analyse sur les quatre méthodes de calcul, à savoir :

1) Différence relative de longueur des MI avant et après la manœuvre d'allongement mesurée par mètre souple.
2) Différence de longueur de jambe du MI testé avant et après la manœuvre d'allongement mesurée par mètre souple.
3) Différence relative de longueur des MI avant et après la manœuvre d'allongement mesurée par pied à coulisse.
4) Différence relative de longueur des MI avant et après la manœuvre d'allongement mesurée par la table à pieds à coulisse.

Ces résultats se trouvent dans les annexes (Annexe 19, p.57-60). Le côté droit est représenté par le bâtonnet de gauche et le membre inférieur gauche par le bâtonnet de droit.

Analyse par côté (Allongement : Phase 2)

Avant de considérer l'ensemble des valeurs indépendamment du côté, il nous a paru utile d'analyser s'il existe une différence entre les effets de la manœuvre d'allongement entre le côté gauche et le côté droit (n=36).

Nous avons déjà vu dans le chapitre précédent, que nous n'avons pas pu mettre en évidence de différence significative entre le côté gauche et le côté droit lors de l'analyse par individu. Nous avons alors effectué un test T de Student sur une série appariée indépendamment des sujets (n=36). Etant donné que 6 tests ont été effectué par membre, par examinateur et par sujet, l'appariement se fait entre les deux tests par MI par examinateur et par sujet.

Moyenne des différences par sujet et examinateur entre le côté droit et gauche (D-G)								
Unité=mm	Différence appariée		Erreur moyenne	IC = 95%		t	d.d.l.	αlim bilatérale
	Moyenne	Ecart type		inf	sup			
Mètre souple (pos.rel.)	**1.0**	8.7	1.6	-2.2	4.3	0.65	29	**0.520**
Mètre souple (MI testé)	**1.1**	7.1	1.3	-1.5	3.8	0.88	29	**0.388**
Pied à coulisse	**1.0**	4.0	0.7	-0.5	2.4	1.33	29	**0.193**
Table à pieds à coulisse	**-0.8**	4.2	0.8	-2.3	0.8	-1.00	29	**0.327**

Tableau 52 : Comparaison gauche / droite des effets des manœuvres (test apparié)

Suite à la manœuvre d'allongement, il n'existe aucune différence significative entre les mesures du côté gauche et du côté droit.

En réalisant un test T de Student non apparié, nous obtenons les résultats suivants :

Différence des moyennes entre le côté droit et gauche (D-G)									
Unité=mm	Test de Levene (égalité des variances)			Différence moyenne	Erreur moyenne	IC = 95%		t	αlim
	F	αlim	Egalité des variances assumable			inf	sup		
Mètre souple (pos.rel.)	0.644	0.425	oui	1.0	1.7	-2.3	4.4	0.62	0.536
			non						0.536
Mètre souple (MI testé)	0.398	0.531	oui	1.1	1.3	-1.5	3.8	0.86	0.391
			non						0.391
Pied à coulisse	3.172	0.080	oui	1.0	0.8	-0.6	2.5	1.23	0.224
			non						0.225
Table à pieds à coulisse	0.165	0.686	oui	-0.8	0.8	-2.4	0.9	-0.95	0.348
			non						0.348

Tableau 53 : Comparaison gauche / droite des effets des manœuvres (test non-apparié)

L'égalité des variances entre le côté gauche et le côté droit peut être assumée car le test de Levene présente un p>0.05. On remarque toutefois que la distribution a tendance à présenter une variance plus faible du côté gauche lors des mesures avec le pied à coulisse (F=3.172, p=0.080).

Analyse de l'effet de la répétition des mesures (Allongement : Phase 2)

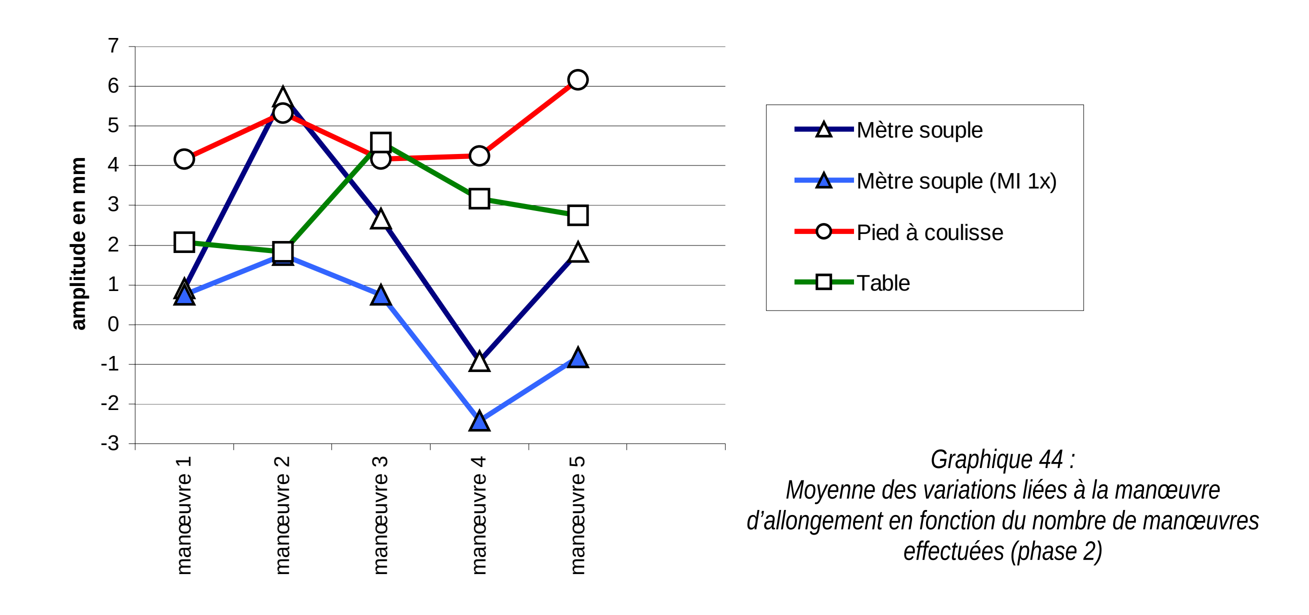
Comme lors de la phase 1, chaque membre inférieur a été testé six fois. Nous proposons d'analyser s'il existe une corrélation entre le nombre de mesures effectuées et l'amplitude d'allongement.

Nous avons choisi d'effectuer un test ANOVA. Ce test permet d'effectuer une analyse comparative de valeurs de plusieurs groupes. Dans notre cas il s'agit de six groupes différents en fonction du nombre de tests qui a déjà été effectué.

Test ANOVA		Somme des carrés	d.d.l.	Moyenne des carrés	F	αlim
Mètre souple (pos.rel.)	Entre les groupes	290.4	4	72.6	1.883	**0.126**
	Au sein d'un groupe	2120.4	55	38.6		
	Total	2410.9	59			
Mètre souple (MI testé)	Entre les groupes	128.7	4	32.2	1.277	**0.290**
	Au sein d'un groupe	1385.3	55	25.2		
	Total	1514.0	59			
Pied à coulisse	Entre les groupes	39.1	4	9.8	1.045	**0.392**
	Au sein d'un groupe	513.9	55	9.3		
	Total	553.0	59			
Table à pieds à coulisse	Entre les groupes	56.8	4	14.2	1.491	**0.217**
	Au sein d'un groupe	523.4	55	9.5		
	Total	580.2	59			

Tableau 54 : Analyse de la variance en fonction du nombre de manœuvres réalisées (phase 2)

Ce que nous avons constaté lors de la phase 1 reste valable lors de la phase 2 de l'étude. Le nombre de manœuvres effectuées n'influence pas significativement les résultats.



Graphique 44 :
Moyenne des variations liées à la manœuvre d'allongement en fonction du nombre de manœuvres effectuées (phase 2)

Analyse de la variation de longueur des MI avant et après la manœuvre d'allongement (Phase 2)

Les graphiques et les tableaux de l'analyse descriptives se trouvent dans les annexes (CF Annexe 20, p.61-64). On a également effectué une analyse descriptive pour les mesures prises par le pied à coulisse sans tenir compte des 2 premières séries de mesures.

En vue de l'analyse qui précède, nous allons effectuer un test T de Student apparié pour évaluer les quatre variables calculées. Nous supposons que la distribution respecte la loi normale.

Nous avons initialement quantifié la corrélation entre les variables appariées (avant et après manœuvre) vu que cette notion disparaît par après lors de l'analyse des différences entre les variables.

Coefficient de corrélation de Pearson		N	Correlation	Sig.
Manœuvre d'allongement	Mètre souple	60	0.813	0.000
	Mètre souple (MI testé uniquement)	60	0.989	0.000
	Pied à coulisse	60	0.663	0.000
	Table à pieds de coulisse	60	0.841	0.000

Tableau 59 : Corrélation entre les mesures avant (valeur initiale) et après la manœuvre d'allongement

Nous constatons qu'il existe une corrélation importante entre la variation de la valeur initiale et la variation de la valeur après manœuvre d'allongement. Cette corrélation est presque de 1 pour les valeurs mesurées par le mètre souple sur un seul MI (r=0.992, p<0.001). Le coefficient de corrélation le moins élevé correspond aux mesures effectuées avec le pied à coulisse (r=0.663, p<0.001).

Test T de Student (série appariée)		Différence appariée		IC = 95%		αlim bilatérale
		Moyenne (mm)	Ecart type (mm)	Inf (mm)	Sup (mm)	
Manœuvre d'allongement	Mètre souple	**2.1**	6.4	0.4	3.7	**0.016**
	Mètre souple (MI 1x)	**0.0**	5.1	-1.3	1.3	1.000
	Pied à coulisse	**4.8**	3.1	4.0	5.6	**0.000**
	Table à pieds de coulisse	**2.9**	3.1	2.1	3.7	**0.000**

Tableau 60 : Test T de Student apparié évaluant les effets de la manœuvre d'allongement (phase 2)

Etant donné que la distribution ne respecte pas strictement la loi normale pour certaines de ces variables, nous avons effectué un test non-paramétrique de Wilcoxon pour confirmer les résultats du test de Student.

Test non-paramétrique de Wilcoxon		Z	Sig.
Manœuvre d'allongement	Mètre souple	-2.110	**0.035**
	Mètre souple (MI 1x)	-0.164	0.869
	Pied à coulisse	-6.525	**0.000**
	Table à pied de coulisse	-5.490	**0.000**

Tableau 61 : Test de Wilcoxon évaluant les effets de la manœuvre d'allongement

9.5.2.3 CONCLUSION STATISTIQUE : ALLONGEMENT, PHASE 2

Ces analyses nous permettent de conclure les points suivants :

- Il n’existe pas de différence significative entre le côté droit et le côté gauche des 4 variables analysées pour les deux phases.
- Il n’existe pas d’effet significatif lié à la répétition des manœuvres d’allongement.
- Nous avons pu mettre en évidence un allongement relatif du membre testé lors de la manœuvre d’allongement qui est significatif. Cette différence, mesurée par la variation du rapport entre les repères marqués aux mollets, est d’en moyenne 4.8mm (IC=95% : 4.0-5.6mm ; p<0.001). Elle est inférieure de 2mm (IC=95% : 0.2-3.7mm) avec la moyenne de la phase 1 (pas le même échantillon). En comparant les 5 mêmes sujets entre les deux phases, cette différence devient non-significative (1mm ; IC=95% : -1 - 3mm).
- Un allongement relatif a également été mis en évidence de façon significative en comparant la hauteur relative des talons à l’aide de la table à pieds à coulisse. L’allongement est en moyenne de 2.9mm (IC=95% : 2.1 – 3.7mm ; p<0.001).
- Lors de la manœuvre d’allongement, la distance entre l’épine iliaque antéro-supérieure et la malléole externe ne varie en moyenne pas par rapport à la manœuvre d’allongement (0mm ; IC=95% : -1-1mm : p=1.000). En comparant ces résultats avec ceux de la phase 1 (5 mêmes sujets), nous constatons que lors de la phase 1, on a observé un raccourcissement moyen significatif de 1.2mm (IC=95% : 0.1-2.3mm ; p=0.029) et lors de la phase 2 une très légère tendance moyenne à l’allongement (0.0mm ; IC=95% : -1.3-1.4mm ; p=0.952). Cette différence pouvant être induite par l’asymétrie de l’examinateur 3, nous avons recalculé cette moyenne en ne tenant pas compte de ses mesures. On trouve alors toujours une tendance à l’allongement lors de la phase 2 qui n’est pas significative (0.3mm ; IC=95% : -1.1-1.7mm ; p=0.656).
- Contrairement à la phase 1, on a pu mettre en évidence un allongement relatif significatif du MI testé lors de la manœuvre d’allongement en comparant les distances entre les EIAS et la malléole externe. Nous avons observé une différence d’en moyenne 2.1mm (IC=95% : 0.4-3.7mm ; p=0.016). En calculant cette même moyenne sans les résultats du sujet 7 ni ceux de l’examinateur 3 du côté gauche, on observe un allongement moyen plus prononcé de 2.4mm (IC=95% : 0.7-4.0mm ; p=0.006) alors que la valeur correspondante lors de la phase 1, sans tenir compte des résultats du sujet 4, est un allongement non-significatif de 0.5mm (IC=95% : -0.8-1.87mm ; p=0.427).
- Il existe des différences considérables mais non-significatifs entre les moyennes mesurées sur les mêmes sujets entre la phase 1 et la phase 2.

9.5.2.4 VARIATION DE LONGUEUR DE JAMBE LORS DU TEST DE RACCOURCISSEMENT (PHASE 2)

Analyse succincte sujet par sujet : (Raccourcissement : phase 2)

Nous avons effectué un test T de Student pour comparer les valeurs initiales avec les valeurs après la manœuvre de raccourcissement. Nous considérons que la distribution respecte la loi normale. Nous avons également calculé la différence des moyennes entre les deux phases. Les tableaux se trouvent dans les annexes (Annexe 21, p.65-67)

Analyse par examinateur (Raccourcissement ; phase 2)

Nous avons effectué un test T de Student apparié pour évaluer l'efficacité des manœuvres de raccourcissement chez chaque examinateur. Cette analyse permet d'identifier une éventuelle différence significative entre examinateurs ou une éventuelle latéralisation significative.

Nous avons effectué cette analyse sur les quatre méthodes de calcul, à savoir :

5) Différence relative de longueur des MI avant et après la manœuvre de raccourcissement mesurée par mètre souple.

6) Différence de longueur de jambe du MI testé avant et après la manœuvre de raccourcissement mesurée par mètre souple.

7) Différence relative de longueur des MI avant et après la manœuvre de raccourcissement mesurée par pied à coulisse.

8) Différence relative de longueur des MI avant et après la manœuvre de raccourcissement mesurée par la table à pieds à coulisse.

Ces résultats se trouvent dans les annexes (Annexe 22, p.68-71). Le côté droit est représenté par le bâtonnet de gauche et le membre inférieur gauche par le bâtonnet de droit.

Analyse par côté (Raccourcissement ; phase 2)

Nous proposons d'analyser s'il existe une différence entre les effets de la manœuvre de raccourcissement du côté gauche du côté droit (n=36).

Nous avons déjà vu dans le chapitre précédent, que nous n'avons pas pu mettre en évidence de différence significative entre le côté gauche et le côté droit lors de l'analyse par individu. Nous avons alors effectué un test T de Student sur une série appariée indépendamment des sujets (n=36). Etant donné que 6 tests ont été effectués par membres, par examinateur et par sujet, l'appariement se fait entre les deux tests par MI, par examinateur et par sujet.

Moyenne des différences par sujet et examinateur entre le côté droit et gauche (D-G)								
Unité=mm	Différence appariée		Erreur moyenne	IC = 95%		t	d.d.l.	αlim bilatérale
	Moyenne	Ecart type		inf	sup			
Mètre souple (pos.rel.)	**0.9**	8.4	1.5	-2.3	4.0	0.57	29	**0.575**
Mètre souple (MI testé)	**1.0**	4.9	0.9	-0.9	2.8	1.07	29	**0.292**
Pied à coulisse	**-0.3**	5.6	1.0	-2.4	1.8	-0.29	29	**0.772**
Table à pieds à coulisse	**0.2**	4.8	0.9	-1.6	2.0	0.19	29	**0.851**

Tableau 70 : Comparaison gauche / droite des effets des manœuvres (test apparié)

Contrairement à la phase 1, il n'existe aucune différence significative entre les mesures du côté gauche et du côté droit suite à la manœuvre de raccourcissement,

En réalisant un test T de Student non apparié, nous obtenons les résultats suivants :

Différence des moyennes entre le côté droit et gauche (D-G)									
Unité=mm	Test de Levene (égalité des variances)			Différence moyenne (mm)	Erreur moyenne	IC = 95%		t	αlim
	F	αlim	Egalité des variances assumable			inf	sup		
Mètre souple (pos.rel.)	0.659	0.420	oui	**0.9**	1.8	-2.8	4.5	0.48	**0.635**
			non						**0.635**
Mètre souple (MI testé)	0.608	0.439	oui	**1.0**	1.2	-1.3	3.3	0.84	**0.405**
			non						**0.405**
Pied à coulisse	0.041	0.841	oui	**-0.3**	0.9	-2.2	1.6	-0.32	**0.748**
			non						**0.748**
Table à pieds à coulisse	3.312	0.074	oui	**0.2**	0.9	-1.6	2.0	0.18	**0.855**
			non						**0.855**

Tableau 71 : Comparaison gauche / droite des effets des manœuvres (test non-apparié)

L'égalité des variances entre le côté gauche et le côté droit peut être assumée car le test de Levene présente un p>0.05. On remarque toutefois que la distribution a tendance à présenter une variance plus faible du côté gauche lors des mesures avec la table à pieds à coulisse (F=3.312, p=0.074).

Analyse de l'effet de la répétition des mesures (Raccourcissement ; phase 2)

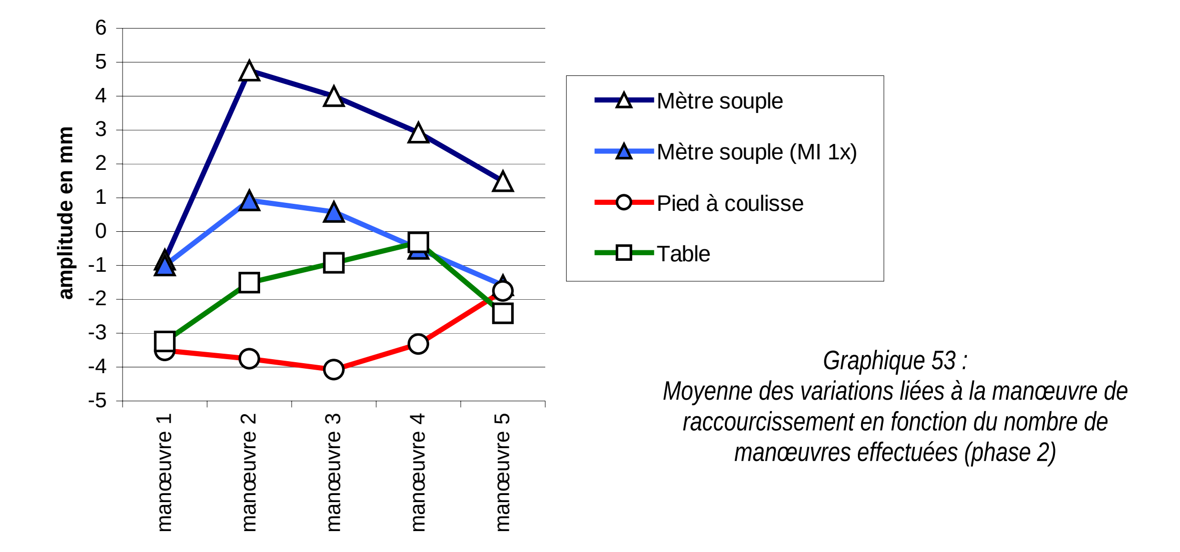
Comme lors de la phase 1, chaque membre inférieur a été testé six fois. Nous proposons d'analyser s'il existe une corrélation entre le nombre de mesures effectuées et l'amplitude de raccourcissement.

Nous avons choisi d'effectuer un test ANOVA. Ce test permet d'effectuer une analyse comparative des valeurs de plusieurs groupes. Dans notre cas il s'agit de six groupes différents en fonction du nombre de tests qui a déjà été effectué.

Test ANOVA		Somme des carrés	d.d.l.	Moyenne des carrés	F	αlim
Mètre souple (pos.rel.)	Entre les groupes	235.1	4	58.8	1.225	**0.311**
	Au sein d'un groupe	2639.8	55	48.0		
	Total	2874.9	59			
Mètre souple (MI testé)	Entre les groupes	53.2	4	13.3	0.655	**0.626**
	Au sein d'un groupe	1117.8	55	20.3		
	Total	1171.0	59			
Pied à coulisse	Entre les groupes	39.1	4	9.8	0.752	**0.561**
	Au sein d'un groupe	715.1	55	13.0		
	Total	754.2	59			
Table à pieds à coulisse	Entre les groupes	65.2	4	16.3	1.385	**0.251**
	Au sein d'un groupe	647.8	55	11.8		
	Total	713.0	59			

Tableau 72 : Analyse de la variance en fonction du nombre de manœuvres réalisées (phase 2)

Contrairement à la phase 1 lors des mesures prises avec le pied à coulisse, le nombre de manœuvres effectuées n'influence pas significativement les résultats lors de la phase 2.



Graphique 53 :
Moyenne des variations liées à la manœuvre de raccourcissement en fonction du nombre de manœuvres effectuées (phase 2)

Analyse de la variation de longueur des MI avant et après la manœuvre de raccourcissement (Phase 2)

Les graphiques et les tableaux de l'analyse descriptives se trouvent dans les annexes (CF Annexe 23, p.72-75). On a également effectué une analyse descriptive pour les mesures prises par le pied à coulisse sans tenir compte des 2 premières séries de mesures.

Au vue de l'analyse qui précède, nous allons effectuer un test T de Student apparié pour évaluer les quatre variables calculées. Nous supposons que la distribution respecte la loi normale.

Nous avons initialement quantifié la corrélation entre les variables appariées (avant et après manœuvre) vu que cette notion disparaît par après lors de l'analyse des différences entre les variables.

Coefficient de corrélation de Pearson : avant et après manœuvre de raccourcissement				
		N	Correlation	Sig.
Manœuvre de raccourcissement	Mètre souple	60	0.793	0.000
	Mètre souple (MI testé uniquement)	60	0.992	0.000
	Pied à coulisse	60	0.552	0.000
	Table à pieds de coulisse	60	0.782	0.000

Tableau 77 : Corrélation entre les mesures avant (valeur initiale) et après la manœuvre de raccourcissement

Nous constatons qu'il existe une corrélation importante entre la valeur initiale et la valeur après manœuvre de raccourcissement. Cette corrélation est presque de 1 pour les valeurs mesurées par le mètre souple sur un seul MI ($r=0.992$, $p<0.001$). Le coefficient de corrélation le moins élevé correspond aux mesures effectuées avec le pied à coulisse ($r=0.552$, $p<0.001$).

Test T de Student (série appariée)		Différence appariée		IC = 95%		αlim bilatérale
		Moyenne (mm)	Ecart type (mm)	Inf (mm)	Sup (mm)	
Manœuvre de raccourcissement	Mètre souple	2.5	7.0	0.7	4.3	**0.008**
	Mètre souple (MI 1x)	-0.3	4.5	-1.5	0.8	0.584
	Pied à coulisse	-3.3	3.6	-4.2	-2.4	**0.000**
	Table à pieds de coulisse	-1.7	3.5	-2.6	-0.8	**0.000**

Tableau 78 : Test T de Student apparié évaluant les effet de la manœuvre de raccourcissement (phase 2)

Etant donné que la distribution ne respecte pas strictement la loi normale pour certaines de ces variables, nous avons effectué un test non-paramétrique de Wilcoxon pour confirmer les résultats du test de Student.

Test non-paramétrique de Wilcoxon			
		Z	Sig.
Manœuvre de raccourcissement	Mètre souple	-2.801	**0.005**
	Mètre souple (MI 1x)	-0.512	0.609
	Pied à coulisse	-5.563	**0.000**
	Table à pieds de coulisse	-3.482	**0.000**

Tableau 79 : Test de Wilcoxon évaluant les effets de la manœuvre de raccourcissement

9.5.2.5 CONCLUSION STATISTIQUE : RACCOURCISSEMENT, PHASE 2

Ces analyses nous permettent de conclure les points suivants :

- Contrairement à la phase 1, il n'existe pas de différence significative entre le côté droit et le côté gauche des 4 variables calculées pour évaluer l'effet de la manœuvre de raccourcissement lors de la phase 2. Nous avons remarqué que l'examinateur 5 (qui est également l'examinateur de la phase 1) présente, de façon non-significative, une tendance à provoquer plus d'effet lors de la manœuvre de raccourcissement du côté droit que les autres examinateurs. Pour cela, nous avons effectué une analyse en prenant 5 sujets par phase et en ne tenant pas compte des résultats de l'examinateur 5 lors de la phase 2 (CF Annexe 24, p.76-77). On remarque alors que l'examinateur 5, lors de la phase 1, a mesuré à l'aide du pied à coulisse un raccourcissement inférieur en moyenne de 2.4mm (IC=95% : -0.4-5.1mm) du côté droit par rapport aux mesures des 4 autres examinateurs lors de la phase 2. Cette même différence est de -0.1mm (IC=95% : -3.2-2.9mm) pour le côté gauche. On constate également que les valeurs mesurées entre les deux phases sont très similaires pour le côté gauche et qu'elles présentent des différences importantes mais non-significatives pour le côté droit.

- Il n'existe plus d'effet significatif lié à la répétition des manœuvres de raccourcissement.

- Nous avons pu mettre en évidence un raccourcissement relatif du membre testé lors de la manœuvre de raccourcissement qui est significatif. Cette différence, mesurée par la variation du rapport entre les repères marqués aux mollets, est d'en moyenne 3.3mm (IC=95% : 2.4 - 4.2mm ; p<0.001). En comparant les 5 même sujets entre les deux phases, on trouve une légère tendance non-significative à avoir moins d'effet lors de la deuxième phase d'en moyenne 0.7mm (IC=95% : -1.3 – 2.7mm).

- Un raccourcissement relatif a également été mis en évidence de façon significative en comparant la hauteur relative des talons à l'aide de la table à pieds à coulisse. Le raccourcissement est en moyenne de 1.7mm (IC=95% : 0.8 - 2.6mm ; p<0.001). En comparant les sujets entre la phase 1 et 2, on trouve un raccourcissement moyen de 1.1mm lors des deux phases.

- Lors de la phase 2, on a pu mettre en évidence, comme lors de la phase 1, un allongement relatif significatif du MI testé lors de la manœuvre de raccourcissement en comparant les distances entre les EIAS et la malléole externe. Cet allongement relatif est d'en moyenne 2.5mm (IC=95% : 0.7 - 4.3mm ; p=0.008).

- Lors de la manœuvre de raccourcissement, la distance entre l'épine iliaque antéro-supérieure et la malléole externe ne varie en moyenne pas de la manœuvre de raccourcissement (0.3mm ; IC=95% : -0.8 – 1.5mm : p=0.584). En comparant ce résultats avec ceux de la phase 1 (même 5 sujets), nous constatons que lors de la phase 2, on a observé un raccourcissement moyen non significatif de 0.5mm (IC=95% : -1.8 – 0.7mm; p=0.387) et lors de la phase 2 une légère tendance non-significative vers l'allongement (0.1mm ; IC=95% : -1.1-1.4mm ; p=0.829). On peut donc considérer que ces moyennes sont similaires entre les deux phases.

9.5.3 CORRELATIONS ENTRE LES VARIABLES

Le coefficient de corrélation de Pearson permet d'étudier la covariance entre deux variables. Ce coefficient s'étend de –1 à +1. Un coefficient de 0 indique que l'augmentation d'une variable n'est pas liée à la diminution ou l'augmentation de l'autre variable. Un indice de –1 indique que l'augmentation d'une variable entraîne inévitablement une diminution de l'autre selon un rapport linéaire. Un indice de 1 indique que l'augmentation d'une variable entraîne inévitablement l'augmentation linéaire de l'autre (formule de type y=ax ou a=cste).

9.5.3.1 CORRÉLATIONS ENTRE LES HUIT VARIABLES LORS DE LA PHASE 1

Nous avons calculé le coefficient de corrélation de Pearson (r) entre chacune des huit variables permettant d'évaluer les effets de la manœuvre d'allongement et de raccourcissement. Le tableau des résultats se trouve dans les annexes (CF Annexe 25, p.78).

La variable présentant le plus de corrélation significative à un seuil de 5% est celle évaluant le raccourcissement du membre inférieur (MI) testé.

Remarque
Vu que les valeurs de raccourcissement sont données négativement, un coefficient positif lors de la comparaison des effets de la manœuvre d'allongement et de raccourcissement indique que l'augmentation de l'un provoque la diminution de l'autre.

En prenant variable par variable, on trouve :

1. Une corrélation entre l'allongement relatif mesuré par mètre souple et :
   - l'allongement mesuré par mètre souple sur un seul membre (r=0.587 ; p<0.001),
   - l'allongement relatif mesuré par pied à coulisse (r=0.264 ; p=0.025),
   - le raccourcissement relatif mesuré par mètre souple (r=0.491 ; p<0.001),
   - le raccourcissement mesuré par mètre souple sur un seul membre (r=0.303 ; p=0.010).
2. Une corrélation entre l'allongement mesuré par mètre souple sur le membre testé et :
   - l'allongement relatif mesuré par mètre souple (r=0.587 ; p<0.001),
   - le raccourcissement relatif mesuré par mètre souple (r=0.300 ; p=0.010),
   - le raccourcissement mesuré par mètre souple sur un seul membre (r=0.564 ; p<0.001).
3. Aucune corrélation significative entre l'allongement relatif mesuré par le pied à coulisse (APC) et les autres variables. Le coefficient de Pearson le plus significatif et le plus élevé est celui qui corrèle APC avec le raccourcissement mesuré par mètre souple sur un seul MI (r=0.181 ; p=0.128). A noter également que le coefficient de corrélation peu élevé (r=0.115 ; p=0.338) avec les mesures prises par le même instrument de mesure lors de la manœuvre de raccourcissement (RPC).
4. Une corrélation entre l'allongement mesuré par table à pieds à coulisse et :
   - l'allongement relatif mesuré par mètre souple (r=0.264 ; p=0.025),
   - le raccourcissement relatif mesuré par mètre souple (r=0.259 ; p=0.028),
   - le raccourcissement relatif mesuré par la table à pied à coulisse (r=0.642 ; p<0.001)
5. une corrélation entre le raccourcissement relatif mesuré par mètre souple et :
   - l'allongement relatif mesuré par mètre souple (r=0.491 ; p<0.001),
   - l'allongement mesuré par mètre souple sur un seul membre (r=0.300 ; p=0.010),
   - le raccourcissement mesuré par mètre souple sur un seul membre (r=0.692 ; p<0.001),
   - le raccourcissement relatif mesuré par pied à coulisse (r=-0.351 ; p=0.002).

6. Une corrélation entre le raccourcissement mesuré par mètre souple sur le MI testé et :
   - l'allongement relatif mesuré par mètre souple (r=0.303 ; p=0.010),
   - l'allongement mesuré par mètre souple sur un seul membre (r=0.564 ; p<0.001),
   - l'allongement relatif mesuré par table à pieds à coulisse (r=0.259 ; p=0.028),
   - le raccourcissement mesuré par mètre souple sur un seul membre (r=0.692 ; p<0.001),
   - le raccourcissement relatif mesuré par pied à coulisse (r=-0.258 ; p=0.029).
7. une corrélation entre le raccourcissement relatif mesuré par pied à coulisse et :
   - le raccourcissement relatif mesuré par mètre souple (r=-0.351 ; p=0.002)
   - le raccourcissement mesuré par mètre souple sur un seul membre (r=-0.258 ; p=0.029)
   - le raccourcissement relatif mesuré par la table à pieds à coulisse (r=0.270 ; p=0.022),
   - En ne tenant pas compte des 2 premières séries de mesures (n=48) on trouve toujours un coefficient de corrélation non-significatif avec les effets d'allongement mesurés par pied à coulisse (r=0.072 ; p=0.628).

   Remarque : Nous constatons qu'il n'existe aucune corrélation entre les mesures prises avec le pied à coulisse pour évaluer l'effet de la manœuvre de raccourcissement et les effets liés à la manœuvre d'allongement.

8. Une corrélation entre le raccourcissement mesuré par table à pieds à coulisse et :
   - l'allongement relatif mesuré par table à pieds à coulisse (r=0.642 ; p<0.001),
   - le raccourcissement relatif mesuré par pied à coulisse (r=0.270 ; p=0.022).

9.5.3.2 CORRÉLATIONS ENTRE LES HUIT VARIABLES LORS DE LA PHASE 2

Comme pour la phase 1, nous avons calculé les coefficients de corrélation de Pearson entre les huit variables prises deux à deux. Les résultats se trouvent dans les annexes (CF Annexe 25, p.78). On retrouve, de façon moins significative, plus ou moins les mêmes résultats que lors de la phase 1. Aucune nouvelle corrélation n'a pu être mise en évidence de façon significative lors de cette phase.

La seule corrélation significative que nous avons trouvé sur notre échantillon est qu'il existe un rapport entre l'allongement du membre inférieur (MI) gauche et le raccourcissement du membre inférieur droit (r=-0.558, p=0.001). Ceci veut dire qu'il existe une tendance significative à ce qu'un effet plus important dans le sens de l'allongement du membre inférieur gauche soit associé avec un raccourcissement plus important du membre inférieur opposé. Cette tendance est également présente de manière non-significative (r=-0.325, p=0.080) entre l'allongement du MI droit et le raccourcissement du MI gauche alors qu'elle était significative lors de la phase 1 sur les 4 dernières mesures (r=-0.449 ; p=0.028).

Les corrélations suivantes sont devenues non-significatives :

- Allongement relatif évalué par mètre souple et allongement relatif évalué par table à pieds à coulisse.
- Raccourcissement du MI testé mesuré par mètre souple et raccourcissement relatif évaluée par table à pieds à coulisse.
- Raccourcissement relatif évalué par pied à coulisse et raccourcissement relatif évalué par mètre souple.
- Raccourcissement relatif évalué par pied à coulisse et raccourcissement du MI évalué par mètre souple.
- Raccourcissement relatif évalué par pied à coulisse et raccourcissement relatif évalué par table à pieds à coulisse.

9.5.3.3 COMPARAISON DES HUIT VARIABLES EN FONCTION DU CÔTÉ DE LA PLAINTE LORS DE LA PHASE 1

Palpation des sillons (Phase 1)

Lors de cette phase, 42 séries de mesures ont été effectuées sur des sacro-iliaques dont le test des sillons était positif et 30 séries de mesures sur des sacro-iliaques dont le test était jugé négatif. Nous avons effectué un test T de Student en comparant les effets des manœuvres sur les sacro-iliaques jugées positives au test de la palpation des sillons avec les sacro-iliaques jugées négatives au test.

Différence des moyennes entre le groupe positif et le groupe négatif					
Unité=mm		Moyenne	IC=95%		αlim
			Inf	Sup	
Mètre souple	Allongement	**-1.4**	-4.1	1.3	**0.306**
	Raccourcissement	**1.2**	-2.0	4.4	**0.445**
Mètre souple MI 1X	Allongement	**0.4**	-1.9	2.8	**0.705**
	Raccourcissement	**-0.4**	-2.5	1.7	**0.721**
Pied à coulisse	Allongement	**0.3**	-1.6	2.3	**0.728**
	Raccourcissement	**-0.4**	-2.2	1.4	**0.693**
Table à pieds à coulisse	Allongement	**-1.6**	-3.9	0.8	**0.183**
	Raccourcissement	**-0.8**	-3.5	1.8	**0.542**

Tableau 85 : Palpation des sillons + versus – pour la phase 1

Il n'existe pas de différence significative des variances ou des moyennes des sacro-iliaques présentant un sillon douloureux par rapport à celles ne le présentant pas.

Test de Fortin (Phase 1)

Lors de cette phase, 24 séries de mesures ont été effectuées sur des sacro-iliaques dont le test des sillons était positif et 48 séries de mesures sur des sacro-iliaques dont le test était jugé négatif.

Le tableau des résultats de cette analyse se trouve dans les annexes (Annexe 26, p.79).

L'égalité des variances entre les deux groupes a été rejetée par le test de Levene pour les variables suivantes :

1- manœuvre d'allongement évalués par mètre souple sur le membre testé (F=5.829 ; p=0.018),

2- manœuvre de raccourcissement pour la table à pied à coulisse (F=5.058 ; p=0.028).

Trois variables ont présenté une différence significative en fonction de la présence ou non d'un test de Fortin positif sur la sacro-iliaque testée. Les mesures par pied à coulisse ont relevé que le côté positif s'est raccourci d'en moyenne 2.9mm (IC=95% : 1.1-4.6mm ; p=0.002) de plus lors de la manœuvre de raccourcissement et s'est allongé de façon non-significative d'en moyenne 1.4mm (IC=95% : -0.6 – 3.4mm ; p=0.160) de plus lors du test d'allongement.
Lors des mesures avec le mètre souple, la manœuvre d'allongement a provoqué en moyenne un allongement **relatif** de 3.9mm (IC=95% : 0.7 – 7.1mm ; p=0.019) de plus du côté positif. La même manœuvre provoque pourtant en moyenne un raccourcissement du MI testé de 2.9mm (IC=95% : 0.5-5.3 ; p=0.017).

9.5.3.4 COMPARAISON DES HUIT VARIABLES EN FONCTION DU CÔTÉ DE LA PLAINTE LORS DE LA PHASE 2

Palpation des sillons (Phase 2)

Lors de cette phase, 35 séries de mesures ont été effectuées sur des sacro-iliaques dont le test des sillons était positif et 25 séries de mesures sur des sacro-iliaques dont le test était jugé négatif. Nous avons effectué un test T de Student en comparant les effets des manœuvres sur les sacro-iliaques jugées positives au test de la palpation des sillons avec les sacro-iliaques jugées négatives au test.

Différence des moyennes entre le groupe positif et le groupe négatif					
Unité=mm		Moyenne	IC=95%		αlim
			Inf	Sup	
Mètre souple	Allongement	**-2.7**	-6.0	0.6	**0.113**
	Raccourcissement	**-0.3**	-3.0	2.4	**0.838**
Mètre souple MI 1X	Allongement	**1.3**	-0.3	2.8	**0.116**
	Raccourcissement	**-0.3**	-1.9	1.4	**0.747**
Pied à coulisse	Allongement	**-0.2**	-3.9	3.5	**0.931**
	Raccourcissement	**0.4**	-1.9	2.8	**0.724**
Table à pieds à coulisse	Allongement	**0.8**	-1.1	2.7	**0.387**
	Raccourcissement	**-0.2**	-2.0	1.6	**0.819**

Tableau 88 : Palpation des sillons + versus – pour la phase 2

On trouve le même résultat que lors de la phase 1, à savoir qu'il n'existe pas de différence entre les effets des tests d'allongement ou de raccourcissement en fonction de la présence ou non d'une douleur à la palpation du sillon sacro-iliaque.

Test de Fortin

Lors de cette phase, 15 séries de mesures ont été effectuées sur des sacro-iliaques dont le test des sillons était positif et 45 séries de mesures sur des sacro-iliaques dont le test était jugé négatif.

Différence des moyennes entre le groupe positif et le groupe négatif					
Unité=mm		Moyenne	IC=95%		αlim
			Inf	Sup	
Mètre souple	Allongement	**-0.6**	-4.4	3.2	**0.756**
	Raccourcissement	**0.5**	-2.5	3.6	**0.727**
Mètre souple MI 1X	Allongement	**1.8**	0.0	3.5	**0.054**
	Raccourcissement	**-0.6**	-2.4	1.3	**0.557**
Pied à coulisse	Allongement	**-0.5**	-4.7	3.7	**0.800**
	Raccourcissement	**1.0**	-1.6	3.7	**0.436**
Table à pieds à coulisse	Allongement	**0.6**	-1.5	2.8	**0.550**
	Raccourcissement	**0.7**	-1.4	2.8	**0.484**

Tableau 89 : Test de Fortin + versus – pour la phase 2

L'analyse des variances entre les deux groupes ne présente pas de différence significative lors du test de Levene. Le test T de Student n'a mis en évidence aucune différence significative entre les deux groupes.

9.5.4 REPRODUCTIBILITÉ INTRA-TESTEUR ET INTER-TESTEUR DU TEST D'ALLONGEMENT

9.5.4.1 EXPLICATIONS CONCERNANT L'ICC

La valeur de l'ICC s'étend normalement de 0 à 1. La valeur 1 correspond à une reproductibilité parfaite entre les mesures. La valeur 0 indiquerait qu'il existe autant de variance entre les mesures prises sur un sujet que les mesures prises entre les sujets. Une valeur négative indique qu'il existerait une variance plus importante entre les mesures sur un même sujet qu'entre les mesures sur plusieurs sujets (ce qui à priori ne devrait pas pouvoir être le cas). Une valeur négative indique donc qu'il existe un biais dans la méthodologie qui fait varier les mesures en cours d'étude.

Une bonne reproductibilité est habituellement fixée par un indice supérieur ou égal à 0.75 (pour un examen clinique). Lorsqu'il s'agit d'un étalon or, ce seuil est habituellement placé à 0.90.

9.5.4.2 ICC INTRA ET INTERTESTEUR DU TEST D'ALLONGEMENT

Nous avons calculé le coefficient de corrélation intraclasse selon le modèle 3 pour quantifier la reproductibilité intra-testeur du test d'allongement. Les tableaux figurent dans les annexes (CF Annexe 27, p.80-82).

Quant à la reproductibilité inter-testeurs, nous avons utilisé le coefficient de corrélation intraclasse selon le modèle 2. Les tableaux figurent aussi dans les annexes (CF Annexe 28, p.86-88).

Voici, en résumé, les résultats de ces analyses :

ICC du test d'allongement		**ICC**	**IC=95%**		**βlim (val.=0.75)**
			inf	**sup**	
Mètre souple	Intra-testeur	**0.172**	0.001	0.491	**0.000**
	Inter-testeur	**0.089**	-0.062	0.400	**0.000**
Mètre souple (MI 1x)	Intra-testeur	**0.172**	-0.031	0.430	**0.000**
	Inter-testeur	**0.046**	-0.092	0.345	**0.000**
Pied à coulisse	Intra-testeur	**0.468**	0.231	0.749	**0.048**
	Inter-testeur	**0.107**	-0.026	0.392	**0.000**
Table à pied à coulisse	Intra-testeur	**-0.105**	-0.156	0.047	**0.000**
	Inter-testeur	**0.202**	0.096	0.532	**0.003**

Tableau 125 : Reproductibilité du test d'allongement

9.5.4.3 HYPOTHÈSE

L'hypothèse que nous cherchons à vérifier est la suivante :

> HYPOTHÈSE : Le test d'allongement présente un ICC intra-testeur et inter-testeur supérieur ou égal à 0.75 pour chacune des méthodes de mesure utilisée.

Nous avons considéré comme hypothèse nulle la proposition suivante :
H_0 = Le test d'allongement présente une fiabilité intra et inter-testeur égale à 0.75

Vu que les ICC observés sont tous inférieurs à 0.75, l'hypothèse alternative devient :
H_1 = Le test d'allongement présente un ICC intra et inter-testeur **inférieur** à 0.75.

Nous pouvons alors calculer le risque α de cette hypothèse alternative qui n'est autre que le risque β de notre hypothèse initiale (encadré).

9.5.4.4 CONCLUSION (REPRODUCTIBILITÉ DU TEST D'ALLONGEMENT)

Dans les conditions de l'étude, **l'hypothèse est rejetée**.

Prenons en considération la fiabilité intra-testeur.

Tous les ICC(3,1) calculés pour notre étude sont inférieurs de façon significative à la valeur seuil de 0.75 fixée par l'hypothèse.

Le rejet de l'hypothèse comporte un risque de deuxième espèce de 4.8% pour les mesures effectuées à l'aide du pied à coulisse lorsque l'on compare la position relative des mollets.

Les trois autres méthodes de mesure présentent un risque β <0.001.

> POUR LA FIABILITÉ INTRA-TESTEUR DU TEST D'ALLONGEMENT, NOUS REJETONS L'HYPOTHÈSE AVEC UNE PUISSANCE D'AU MOINS 95.2%

Portons notre attention sur la fiabilité inter-testeur.

La reproductibilité inter-testeur du test d'allongement évaluée par le rapport relatif des marques aux mollets, la position des talons ou la distance entre les EIAS et les malléoles externes est caractérisées par un ICC(2,1)<0.75.

Le rejet de l'hypothèse se fait avec un risque de deuxième espèce de 0.3% pour les mesures effectuée avec la table à pieds à coulisse.

Le rejet de l'hypothèse présente pour les trois autres méthodes un risque β <0.001.

> POUR LA FIABILITÉ INTER-TESTEUR DU TEST D'ALLONGEMENT, NOUS REJETONS L'HYPOTHÈSE AVEC UNE PUISSANCE D'AU MOINS 99.7%

9.5.5 REPRODUCTIBILITÉ INTRA-TESTEUR ET INTER-TESTEUR DU TEST DE RACCOURCISSEMENT

Les explications concernant l'interprétation de ce coefficient se trouvent au chapitre 8.5.4.1.

9.5.5.1 ICC INTRA ET INTER-TESTEUR DU TEST DE RACCOURCISSEMENT

La reproductibilité intra-testeur du test de raccourcissement a été évaluée de la même manière que le test d'allongement, c'est à dire avec le coefficient de corrélation intraclasse selon le modèle 3.

Les tableaux figurent dans les annexes (CF Annexe 27, p.82-85).

Au vu des résultats de l'analyse descriptive et de la différence apparente des effets du test de raccourcissement entre le côté gauche et le côté droit, nous avons également calculé l'ICC(3,1) pour le test de raccourcissement en tenant compte du côté testé.
Le tableau avec les commentaires qui l'accompagnent se trouvent dans les annexes (CF Annexe 27, p.85).

De même, la répétition du test de raccourcissement semblait avoir un effet significatif sur les mesures prises par pied à coulisse. Nous avons donc calculé l'ICC(3,1) en ne tenant compte que des 4 dernières séries de mesures par sujet.
Les tableaux et les commentaires de cette analyse se trouvent dans les annexes (CF Annexe 27, p.85).

Quant à la reproductibilité inter-testeur, nous avons utilisé le coefficient de corrélation intraclasse selon le modèle 2.
Les tableaux figurent également dans les annexes (CF Annexe 28, p.88-90).

Voici un résumé des résultats de ces analyses :

ICC du test de raccourcissement		ICC	IC=95%		αlim (val.=0.75)
			inf	sup	
Mètre souple	Intra-testeur	**0.280**	0.076	0.601	**0.003**
	Inter-testeur	**0.076**	-0.061	0.371	**0.000**
Mètre souple (MI 1x)	Intra-testeur	**0.213**	0.028	0.536	**0.001**
	Inter-testeur	**0.131**	-0.021	0.436	**0.000**
Pied à coulisse	Intra-testeur	**0.312**	0.100	0.630	**0.006**
	Intra-testeur*	**0.367**	0.086	0.699	**0.020**
	Inter-testeur	**0.022**	-0.109	0.316	**0.000**
Table à pieds à coulisse	Intra-testeur	**-0.008**	-0.106	0.238	**0.000**
	Inter-testeur	**0.200**	-0.012	0.545	**0.002**

* sans les deux premières séries de mesures

Tableau 125 : Reproductibilité du test de raccourcissement

9.5.5.2 HYPOTHÈSE (TEST DE RACCOURCISSEMENT)

L'hypothèse que nous cherchons à vérifier est la suivante :

HYPOTHÈSE :	Le test de raccourcissement présente un ICC intra-testeur et inter-testeur supérieur ou égal à 0.75 pour chacune des méthodes de mesure utilisées.

Nous avons considéré comme hypothèse nulle la proposition suivante :

H_0 = Le test de raccourcissement présente une fiabilité intra et inter-testeur égale à 0.75.

Vu que les ICC observés sont tous inférieurs à 0.75, l'hypothèse alternative devient :

H_1 = Le test de raccourcissement présente un ICC intra et inter-testeur **inférieur** à 0.75.

Nous pouvons alors calculer le risque α de cette hypothèse alternative qui n'est autre que le risque β de notre hypothèse initiale (encadré).

9.5.5.3 CONCLUSION (REPRODUCTIBILITÉ DU TEST DE RACCOURCISSEMENT)

Dans les conditions de l'étude, **l'hypothèse est rejetée**.

En ce qui concerne la fiabilité intra-testeur, le rejet de l'hypothèse comporte un risque de deuxième espèce de 0.2% pour les mesures effectuées l'aide du pied à coulisse pour comparer la position relative des mollets. Toutefois, ces mesures sembleraient avoir été influencées par la répétition des tests sur le membre inférieur gauche. Ce phénomène aurait un effet sur l'évaluation de la reproductibilité intra-testeur. Nous avons constaté qu'en omettant les valeurs mesurées lors des deux premières séries, nous faisons passer l'ICC (3,1) du côté gauche de 0.074 (IC=95% : -0.096-0.579) à 0.435 (IC=95% : 0.034-0.863). Nous avons donc jugé nécessaire de prendre en considération la valeur de l'ICC lorsque l'on ne tient pas compte des 2 premières séries de mesures (ICC(3,1)=0.367 ; IC=95% : 0.086-0.699). Le rejet de l'hypothèse comporte alors un risque β de 2.0%.

Les 3 autres méthodes de mesure, à savoir la longueur relative mesurée par mètre souple, la distance entre l'EIAS et la malléole externe et la position relative des talons évaluée par la table à pieds de coulisse présentent respectivement un risque de deuxième espèce de 0.3%, 0.1% et de moins de 0.0%.

> POUR LA FIABILITÉ INTRA-TESTEUR DU TEST DE RACCOURCISSEMENT, NOUS REJETONS L'HYPOTHÈSE AVEC UNE PUISSANCE D'AU MOINS 98.0%

Quant à la fiabilité inter-testeur, le risque de deuxième espèce est de 0.2% pour les mesures effectuées avec la table à pied à coulisse. Les autres méthodes de mesure présentent toutes un risque β <0.001.

> POUR LA FIABILITÉ INTER-TESTEUR DU TEST DE RACCOURCISSEMENT, NOUS REJETONS L'HYPOTHÈSE AVEC UNE PUISSANCE D'AU MOINS 99.8%

10 DISCUSSION

10.1 IMPORTANCE DES RÉSULTATS

10.1.1 FIABILITE

Nous avons pu montrer que sous les conditions de l'étude le test de Downing n'est pas fiable.

En effet, l'hypothèse que le test d'allongement et le test de raccourcissement présentent une fiabilité intra et inter-testeur caractérisée par un coefficient de corrélation intraclasse d'au moins 0.75 a été rejetée avec un risque de deuxième espèce inférieure à 5%.

Nous remarquons ainsi que nous ne pouvons pas nous fier aux résultats des tests d'allongement et de raccourcissement dans des conditions similaires à celles de l'étude. C'est à dire lorsque les tests sont réalisés sur des sujets chez qui l'on soupçonne un syndrome sacro-iliaque par des personnes ayant l'équivalent de 4ans d'expérience clinique sur sujet symptomatique en ostéopathie.

Ce constat soutient les conclusions des études déjà entreprises dans le domaine qui ont également abouti à la même conclusion. Djabaku FM et Solano R (1990), sans pour autant calculer l'ICC, avaient trouvé une mauvaise concordance des résultats de ce test sur 82 jeunes filles. Bowman C et Gribble R (1995) avaient conclu que ce test n'était pas reproductible chez 16 sujets présentant une lombo-sacralgie sans pour autant donner leurs résultats statistiques.

Nous supposons que cette absence de fiabilité intra et inter-testeur pourrait être liée :

- à l'exécution du test sur des personnes qui ne présentent pas nécessairement une lésion ilio-sacrée,
- à l'importance qu'aurait la position initiale du bassin sur la table dans les résultats du test,
- à l'importance et la difficulté de toujours réaliser les manœuvres dans exactement les mêmes paramètres et avec la même force sur la même durée,
- à l'éventuelle nécessité d'avoir plus de 4 années d'expérience clinique sur sujets symptomatiques en thérapie manuelle et plus de 8 années d'expérience dans l'exécution de tests manuels,
- au fait de se fier au résultat d'une seule manœuvre pour évaluer la capacité d'allongement ou de raccourcissement au lieu de faire la moyenne d'au moins trois manœuvres,
- au fait que nous ne tenons pas compte des paramètres qualitatifs du test,
- au fait que le test soit réalisé hors d'un contexte clinique permettant de nuancé le résultat.

10.1.2 EFFET DES TESTS D'ALLONGEMENT ET DE RACCOURCISSEMENT

Cette étude ne met toutefois pas en doute l'effet escompté des manœuvres vu que nous avons pu mettre en évidence un allongement moyen de 4.8mm (IC=95% : 4.0 – 5.6mm ; $p<0.001$) et un raccourcissement relatif de 3.3mm (IC=95% : 2.4 – 4.2mm, $p<0.000$).

Djabaku FM et Solano R (1990) ont trouvé une valeur similaire pour l'allongement (4.5mm) et une valeur supérieure pour le test de raccourcissement (5.6mm).

Cette différence pourrait venir entre autre de :

- la différence d'âge des sujets testés,
- d'une différence dans la manière d'exécuter la manœuvre de raccourcissement,
- une différence méthodologique qui fait moins intervenir les phénomènes liés à la répétition des mesures,
- une différence liée aux méthodes de recrutement,
- la prévalence supposée plus élevée des douleurs sacro-iliaques dans notre échantillon,
- le hasard.

Les deux études montrent également qu'on peut mesurer chez certains individus une absence d'allongement ou une absence de raccourcissement mais que malheureusement ce constat n'est pas reproductible.

En effet, malgré le fait que le membre inférieur droit du sujet 6 s'est vu raccourcir en moyenne de seulement 0.8mm lors de la manœuvre de raccourcissement (même moyenne lors des deux phases de l'étude), on a pu provoquer un raccourcissement de respectivement 5mm, 4mm et 3mm.

Nos résultats nous laissent croire que la reproductibilité des mesures pourrait être mieux respectée chez les personnes présentant une hyperlaxité. En effet, le sujet 4 présente un allongement moyen de 12.7mm (min 10mm) à droite et 11.2mm (min 7mm) à gauche ainsi qu'un raccourcissement droit moyen de 9mm (min 6mm). Même si le test de Downing peut éventuellement détecter des personnes hyperlaxes ceci n'aurait pas vraiment d'utilité clinique car il existe des moyens plus simples pour le diagnostiquer.

Nous en déduisons qu'il est possible que la moyenne de plusieurs mesures puisses avoir un sens, mais qu'une mesure isolée ne permet apparemment pas de définir si la personne présente un potentiel d'allongement ou de raccourcissement inférieur ou supérieur à la « normale ».

La raison pour laquelle certains praticiens considèrent que ce test permettrait d'identifier une lésion ostéopathique ilio-sacrée dans des conditions moins bonnes que l'étude puisse venir du fait que les résultats du test paraissent clairs lorsqu'on ne l'exécute qu'une seule fois.

Cette erreur d'interprétation se retrouve également en recherche. Augros C et al. (2001) ont conclu que le test d'allongement et de raccourcissement était efficace. Ils ont réalisé leurs mesures sur des sujets présentant une spondylarthrite ankylosante. En déterminant préalablement, de manière arbitraire, un seuil de 5mm pour différencier un test positif d'un test négatif et en trouvant un effet inférieur à 5mm chez l'ensemble de leurs sujets, ils ont déduit que le test de Downing était validé pour détecter une restriction de mobilité.

Toutefois en utilisant le même critère sur une moyenne de six mesures, nous pouvons faire la même déduction pour les sujet de cette étude alors qu'aucun sujet ne souffre d'une SPA et qu'au moins un sujet semble plutôt présenter une hypermobilité sacro-iliaque. Leurs raisonnements comportent des erreurs méthodologiques importantes et leur conclusion n'a aucune valeur scientifique. Au vu de nos résultats, leur critère pour identifier une sacro-iliaque en restriction de mobilité ne semble pas être applicable.

Nous constatons qu'il existe une différence entre les mesures que nous avons effectuées en comparant les marques sur les mollets avec celle comparant la position des talons. Nous supposons que l'extension des tibio-tarsiennes nécessaire pour prendre les mesures au niveau des talons pourrait influencer la position des membres inférieurs. Ceci a été confirmé par l'observation des traits de référence dont le rapport peut changer d'environ 2cm selon que l'on positionne une cheville en position de flexion et l'autre en extension ou que l'on positionne la première en extension et l'autre en flexion. Ce changement de rapport se fait apparemment indépendamment du fait que le mouvement des chevilles soit actif ou passif. Malgré cela, nous constatons que cette méthode de mesure a également pu mettre en évidence de façon significative un effet d'allongement lors de la manœuvre d'allongement et un raccourcissement lors de la manœuvre de raccourcissement.

Les effets des manœuvres sur les distances entrent l'EIAS et la malléole externe du membre testé donnent des résultats de faible amplitude et contradictoires entre les deux phases. Vu les structures ligamentaires et le peu de mobilité que possède l'articulation sacro-iliaque (Slipman CW et al., 1998), les changements de longueur fonctionnels viennent fort probablement de la capacité du bassin à pouvoir s'adapter en nutation/contre-nutation ou en inclinaison gauche ou droite.

Les observations d'Augros C et al. (2001) les mènent à évoquer le rôle que pourrait jouer la charnière dorso-lombaire dans le test de Downing. Apparemment l'effet des manœuvres sur la distance EIAS et malléole externe dépend de plusieurs facteurs et ne présente pas une tendance vers l'allongement et le raccourcissement chez les sujets de l'étude.

Ceci pourrait s'expliquer entre autres par :

- la diversité anatomique des articulations (Cavillo O et al., 2000),
- la différence de position du bassin sur la table de pratique,
- l'effet que pourrait avoir la répétition des manœuvres,
- l'effet de la douleur et des positions antalgiques qui changent en cours de journée ou entre les mesures,
- une différence de manière d'effectuer les manœuvres (aussi minime soit-elle).

10.1.3 CORRÉLATIONS ENTRE LES EFFETS DES MANŒUVRES

Nous avons constaté, dans le cadre de notre étude, qu'il n'existe aucune corrélation significative (r=0.20 ; p=0.123) entre l'effet de la manœuvre d'allongement et l'effet de la manœuvre de raccourcissement sur le même membre.

Ceci sous-entend que nous ne pouvons pas interpréter le test en comparant le potentiel d'allongement avec le potentiel de raccourcissement du même membre pour interpréter le test comme le suggère Busquet L (1993).

De même, nous n'avons pas pu mettre en évidence de corrélation entre le côté gauche et le côté droit des effets d'allongement ou des effets de raccourcissement. Ceci sous-entend que, dans les conditions de l'étude, il est inutile de comparer la capacité d'allongement d'un côté par rapport à l'autre ou le potentiel de raccourcissement d'un côté par rapport à l'autre comme le propose Bernard TN (1997).

Il est intéressant de noter que nous avons cependant trouvé une corrélation significative entre l'allongement du membre inférieur (MI) gauche et le raccourcissement du membre inférieur droit (r=-0.558, p=0.001) lors de la phase 2 et une corrélation significative (r=-0.449 : p=0.028) entre l'allongement du membre inférieur droit et le raccourcissement du membre inférieur gauche lors des quatre dernières séries de mesures de la phase 1. Il pourrait exister une association entre l'allongement d'un membre inférieur et le raccourcissement du membre inférieur opposé. L'explication peut venir du fait que les deux manœuvres pourraient engendrer, comme le suggèrent Augros C et al. (2001), une torsion du bassin.

10.1.4 VALIDITÉ DES TESTS D'ALLONGEMENT ET DE RACCOURCISSEMENT

La validité des manœuvres dans les conditions de l'étude est remise en cause indépendamment de la reproductibilité de ces tests.

La théorie, (Tixa S et Ebenegger B, 2004 ;Richard R, 2000, Busquet L, 1993 ; Beal MC, 1982 ; Downing CH, 1935) voudrait que la capacité d'allongement ou la capacité de raccourcissement se voie réduite lors d'une atteinte fonctionnelle de l'articulation.

Cette théorie est remise en question par nos résultats.

En effet, nous avons pu montrer que les effets des manœuvres sont identiques indépendamment du fait que l'articulation présentent ou non une douleur à la palpation.

Lorsque l'on constitue les groupes en fonction des résultats du test de Fortin, on constate qu'en moyenne les manœuvres ont plus d'effet sur le côté positif. Ce constat est toutefois à relativiser car lorsque l'évaluation se fait par 5 examinateurs on ne retrouve plus cette tendance.

Ces observations nous mènent à deux éventualités :

- soit le test de Downing est valide mais aucun des sujets ne présentaient de lésion ilio-sacrée et tous les faux positifs sont alors liés au manque d'expérience des examinateurs ou aux autres conditions de l'étude,
- soit le test de Downing n'est pas valide.

10.2 LIMITES DE L'ÉTUDE

Afin de pouvoir répondre de façon plus objective à notre hypothèse et de pouvoir déterminer à quel point nos résultats sont extrapolables à la pratique clinique, nous proposons d'étudier les limites de notre étude.

10.2.1 LES SUJETS

La première question fondamentale que nous nous sommes posée en voyant les résultats de nos analyses était de savoir si notre échantillon était représentatif de la population cible (sujets susceptibles de présenter une restriction de mobilité ilio-sacrée).

Nous avons relevé plusieurs critiques fondamentales qui vont nous permettre d'interpréter au mieux les résultats.

- La méthode de recensement s'est faite de manière empirique et non pas aléatoire. Ceci introduit un biais important de sélection lié :

  1- au lieu d'affichage,

  2- à la disponibilité des sujets,

  3- au fait que les sujets soient défrayés.

  L'extrapolation à la population cible doit donc se faire avec beaucoup de précautions. Les intervalles de certitude (ou de confiance) ne sont pas représentatifs de la population cible, à savoir toutes les personnes susceptibles d'avoir réellement une restriction de mobilité sacro-iliaque (Ancelle T, 2002).

- L'effectif réduit (n=6, soit 12 sacro-iliaques) constitue un échantillon dont les caractéristiques peuvent s'écarter considérablement de celles de la population cible.

  Même si l'objectif fixé par l'hypothèse a été atteint sans que nous ayons à recruter une nouvelle série de six patients, cela ne nous garanti pas que nos résultats soient valables pour l'ensemble de la population.

  La taille réduite de l'échantillon vient du fait que nous devons effectuer plusieurs fois le même test chez le même sujet et que nous avons privilégié le nombre de tests effectués par personne.

  Les contraintes méthodologiques viennent également du fait que nous avons utilisé plusieurs appareils de mesure pour mieux pouvoir interpréter les résultats. Ceci a été fait volontairement au détriment de la possibilité de généralisation.

  Nous avons ensuite pu nous contenter d'un effectif aussi petit car la puissance statistique des tests utilisés l'a permis. Ceci s'explique par le fait que nos conclusions sont basées non seulement sur 6 sujets mais aussi sur 1'980 mesures.

  Les auteurs tiennent à faire remarquer qu'il est habituel, dans des études méthodologiques de ce type, d'utiliser un effectif de cette taille (Portney LG et Watkins MP, 2000). Nous avons donc conscience que nous devons prendre, par la suite, toutes nos précautions pour généraliser les résultats de cette étude.

- Certains critères d'inclusion ou d'exclusion étaient liés aux procédures de recherche et n'entreraient pas en cause dans un cabinet.

  Ces critères excluent :

  1- les patients qui consultent dans la semaine suivant l'apparition de leur douleur,
  2- les patients venant sans avoir consulté un professionnel de la santé auparavant et
  3- les patients ne pouvant supporter la position en décubitus dorsal pendant longtemps.

  Ces caractéristiques sont présentes chez un nombre important de patients venant consulter.

  D'autre part, les autres critères d'inclusion et d'exclusion ont été définis en fonction de l'état des connaissances scientifiques et non en fonction des critères empiriques qu'utilisent les praticiens. Il se peut que la population chez laquelle on effectue réellement ce test ne réponde pas aux mêmes critères.

- Le nombre réduit de personnes ne répondant pas aux critères (42%) par rapport à ce qui était attendu (70%) s'explique par le fait que l'annonce de recrutement a été affichée dans une école d'ostéopathie et que les personnes savaient probablement que le test de Downing évalue la sacro-iliaque et non la région lombaire.

- L'absence d'étalon or, pour réellement déterminer si les sujets présentent une restriction de mobilité ilio-sacrée ou non, ne nous a pas facilité la tâche pour choisir un critère d'inclusion objectif.

  Nous avons donc choisi de nous fier à la présence d'une symptomatologie (sacralgie) et d'un signe clinique facile à détecter. Il s'agit de la douleur à la palpation des sillons saco-iliaques à laquelle nous avons ajouté à titre indicatif le signe de Fortin. Ces critères correspondent à ceux permettant de soupçonner un syndrome sacro-iliaque.

  Selon l'étude de Schwarzer AC et al. (1995), on est en droit de supposer que 30% des sujets ainsi sélectionnés présentent réellement une douleur d'origine sacro-iliaque.

  L'effectif réduit de notre étude ne nous permet pas d'estimer le pourcentage de sujet que cela représente dans notre échantillon. En réalité, le hasard pourrait faire que nous n'ayons aucun sujet (1 chance sur 7) ou que l'ensemble des sujets (1 chance sur 100) présente une douleur d'origine sacro-iliaque.

  Toutefois le fait que le signe de Fortin soit positif chez 4 des 7 sujets nous laisse supposer que plusieurs sujets présentaient réellement une douleur d'origine sacro-iliaque. En effet, selon Fortin JD et Falco FJ (1997), ce signe aurait une sensibilité de 100%. Même si ce constat semble exagéré, ces chiffres sont soutenus par l'étude de Dreyfuss P et al. (1996). Ils ont calculé que l'indication d'une douleur venant de la région du sillon sacro-iliaque a une sensibilité de 71% et une spécificité de 47%. Ils ont utilisé comme critère de référence la diminution d'au moins 90% de la douleur lors de l'anesthésie de l'articulation.

  Le lien entre une douleur et la présence d'une restriction de mobilité n'a cependant jamais pu être déterminée (van der Wurff P et al., 2000b). Cela sous-entend qu'il n'est pas exclu que notre échantillon puisse présenter une douleur d'origine sacro-iliaque sans pour autant avoir de restriction de mobilité.

- Notre méthode de sélection des sujets ne tient pas compte de la distinction que fait théoriquement l'ostéopathie entre une lésion ilio-sacrée et une lésion sacro-iliaque.

  Il n'existe cependant aucune méthode fiable connue permettant de différencier ces nuances. D'autre part, Busquet L (1993) et Tixa S et Ebenegger B (2004) conseillent d'utiliser le test de flexion debout associé au test de flexion assis pour faire cette distinction bien que plusieurs études montrent que ces tests ne sont pas fiables (Riddle DL et al.,2002 ; Bowman C et Gribble R, 1987 ; van Deursen LLJM et al., 1990 ; Van der Wurff P et al., 1996 ; Tinturier C, 2003 ; Vincent-Smith B et Gibbons P, 1999 ; Potter et Rothstein, 1985 ; Lavangie PK, 1999).

  Nous supposons alors que les méthodes cliniques de sélection pour identifier une lésion ilio-sacrée ne sont pas meilleures que nos critères d'inclusion. Au contraire, vu les résultats de l'étude de Levengie PK (1999) qui montrent qu'il n'existe aucune différence de prévalence de test de flexion debout positif entre une population lombalgique et une population non-lombalgique, nous sommes en droit de supposer que nos critères sont plus fiables pour sélectionner une population sujette à présenter une dysfonction sacro-iliaque (van der Wurff P et al., 2000a ; Oldreive WL, 1995, Pescioli A et Kool J, 1997).

- La répartition des âges et des sexes, n'est pas représentative des personnes souffrant de douleur d'origine sacro-iliaque.

  Toutefois, le fait d'avoir un homme de plus de 50 ans laisse supposer qu'on aie au moins un sujet présentant une faible amplitude de mouvement de la sacro-iliaque (Bellamy N et al., 1983). De plus, le fait d'avoir plusieurs jeunes femmes dont une présentant une hyperlaxité nous suggère que notre échantillon représente également les individus présentant une mobilité plus importante.

  Nos résultats ne permettent pas d'extrapoler les résultats aux femmes en période de grossesse qui présentent alors une mobilité plus importante de leurs articulations sacro-iliaques (Bellamy N et al., 1983)

- La prédominance d'une douleur à droite chez les sujets est plus prononcée que celle de la population.

  72% de notre échantillon présente une douleur uniquement à droite alors que ce taux est de 45% dans la population. Seulement 14% ont une douleur à gauche versus les 35% de la population et 14% une douleur bilatérale contre 20% des sujets ayant une douleur d'origine sacro-iliaque (Bernard TN et Kirkaldy-Willis, 1987).

  Ceci aurait pu poser un problème s'il avait existé une différence significative des effets entre le côté gauche et le côté droit. Ceci a été le cas pour la manœuvre de raccourcissement lors de la phase 1. Il est possible que la latéralisation de la symptomatologie puisse avoir une influence sur le phénomène d'assouplissement que nous avons mis en évidence lors de la phase 1.

10.2.2 LES EXAMINATEURS

Comme pour beaucoup de tests cliniques, la variation inter-individuelle dépend de plusieurs facteurs dont nous devons tenir compte car ils pourraient intervenir comme biais dans notre étude. Ces critiques sont fondamentales pour permettre de nuancer la généralisation de nos résultats à l'ensemble des ostéopathes.

- La méthode choisie pour exécuter le geste clinique par rapport à toutes les variantes existantes pourrait avoir une influence sur les résultats d'un test.

  Dans le cadre de l'étude, ce facteur ne devrait pas avoir trop d'influence entre les individus étant donné que nous avons effectué un calibrage préalablement. Toutefois ce point sera discuté dans le chapitre suivant.

- Le degré d'expérience et l'utilisation quasi quotidienne d'un geste pourrait permettre d'apporter des nuances subjectives à l'interprétation d'un test.

  La plupart des examinateurs utilise rarement ce test chez leurs patients. Ils ont cependant tous appris ce test en cours de formation et peuvent être considérés comme étant plus qualifié qu'un médecin ou un autre praticien ne travaillant pas quotidiennement en thérapie manuelle.

  Il est cependant très probable que l'effet de l'expérience sur la capacité d'effectuer un test clinique soit représentable par une fonction de type y=log(x). Ceci voudrait dire qu'à partir d'un certain niveau d'expérience, il n'existe plus que peu de différence entre les thérapeutes malgré leur temps de pratique.

  Dans le cas de notre étude la question est de savoir si ce point est atteint par l'ensemble des examinateurs. En effet, la différence moyenne des résultats entre testeurs nous laisse en douter. D'autant plus qu'une autre étude (Djabaku FM et Solano R, 1990) constate également une différence entre les effets de la personne la plus expérimentée et les autres avec (dans notre étude cela représente la différence entre le sujet 5 et les autres sujets).

  Ce constat nous amène à nous poser la question de savoir si le sujet 5 a atteint un degré d'expérience suffisant pour pouvoir être comparé aux autres ostéopathes. Ce point est fondamental pour pouvoir interpréter la fiabilité intra-testeur du test et fera l'objet d'un autre sous-chapitre.

- La variabilité entre les testeurs peut également venir du fait qu'on effectue un test de manière différente tout en respectant une même méthode.

  Le calibrage visait à compenser ces éventuelles différences et rendre l'exécution du geste le plus similaire possible.

  Malgré cela, les sujets examinés ont relevé qu'il existait bel et bien une différence. Ils mentionnent surtout une diversité de fermeté dans les prises et une différence entre les forces mises en jeu lors de la technique.

  Comparativement, ils disent ressentir le plus « d'effet » lors des tests effectués par l'examinateur 5 (qui est également l'examinateur de la phase visant à évaluer la fiabilité intra-testeur). Ceci pourrait expliquer la raison pour laquelle les moyennes des effets des manœuvres sont plus importantes lors de la première phase que lors de la deuxième.

- Une différence entre les examinateurs pourrait également venir de leur capacité à reproduire un même geste.

  Ce phénomène ne peut être évalué dans le cadre de notre étude uniquement pour l'examinateur 5 car les autres examinateurs n'ont jamais réalisé plus d'une fois un test sur la même sacro-iliaque d'un sujet.

  Lors de la première phase de l'étude, les sujets disent ne pas avoir senti de différence entre les exécutions des gestes.

- Ce même problème s'est posé concernant le rôle que jouerait le fait d'être gaucher ou droitier dans l'éventuelle latéralisation des résultats.

  En effet, tous les examinateurs sont droitiers ce qui nous permet pas de savoir si la tendance à la latéralisation est une réalité clinique ou si elle est liée au membre supérieur dominant.

  Même si la prévalence des douleurs d'origine sacro-iliaque semblent être plus importante à droite qu'à gauche (Bernard TN et Kirkaldy-Willis, 1987), d'autres études semblent montrer que les tests semblent être d'avantage positifs à droite qu'à gauche même sur des sujets asymptomatiques (Dreyfuss P et al., 1994 ; Fantoni G, 2003).

- L'âge, le genre, la formation de base, la taille, la manière de donner des directives, la manière d'approcher un patient, le niveau de confiance qu'octroie un patient à un thérapeute, etc. sont des variables qui pourraient également avoir une influence sur les différences inter-testeur.

  Ces variables sont à prendre en considération dans la mesure où nous considérons qu'elles puissent avoir un effet dans le cadre de notre étude. Ainsi, seuls la taille, le sexe et la manière d'approcher les patients pourraient éventuellement avoir une influence sur la différence observée entre les testeurs. L'effet de ces phénomènes nous paraît toutefois négligeable face à l'effet qui serait lié au niveau d'expérience des praticiens.

  L'extrapolation de nos conclusions doit ainsi être faite avec des réserves.

  Nous tenons toutefois à préciser que vu que la fiabilité intra-testeur est également remise en question, la diversité inter-testeur ne peut pas être le seul facteur rendant ce test non-reproductible dans le cadre de notre étude. Nos résultats n'excluent donc pas le fait que le niveau d'expérience n'aie en réalité aucune influence sur la reproductibilité des tests d'allongement et de raccourcissement.

10.2.3 La réalisation du test de Downing dans l'étude

Pour interpréter un test, on doit généralement prendre en considération deux principes :

1- la manière d'effectuer le test et

2- le contexte dans lequel ce test est réalisé.

- Selon la description initiale de Downing, le test comporte une première phase qui n'a pas été réalisée dans le cadre de cette étude. Nous avons choisi intentionnellement d'évaluer uniquement la deuxième partie du test de Downing car les descriptions actuelles ne tiennent plus compte de la première.

  Le fait que nous ayons trouvé une tendance à ce que les effets croisés soient corrélés indique qu'il est possible que cette première phase ait plus de sens clinique que la deuxième. Ce constat reste toutefois à démontrer.

- La méthode utilisée pour réaliser le test a été choisie en fonction de la littérature tertiaire disponible sur le sujet. Nous avons pris toutes nos précautions en intégrant d'autres manœuvres similaires à celles utilisée cliniquement à savoir les techniques de symphyse réalisées préalablement et la manœuvre de Wilson Barlow avant chaque série de mesure.

  Le seul reproche que nous puissions faire est de ne pas avoir préalablement réalisé la première partie du test de Downing chez les sujets.

- L'ordre des manœuvres pourrait avoir une influence.

  Nous avons toujours effectué d'abord le test d'allongement puis le test de raccourcissement comme le veut la description initiale de Downing et des autres auteurs.

  Ceci implique que notre méthodologie étude le test de Downing comme un seul test et non pas comme deux tests indépendants. En effet, notre méthodologie ne permet pas d'évaluer indépendamment les résultats du test d'allongement du test de raccourcissement.

- Ce phénomène est d'autant plus important que nous n'ayons évalué la position initiale des membres inférieurs qu'une seule fois avant le test d'allongement.

  En effet, il est possible que suite à la manœuvre d'annulation entre les deux manœuvres, la position relative ne soit plus la même.

  Nous avons toutefois choisi de ne pas réévaluer la position relative des MI entre les deux manœuvres pour deux raisons. Premièrement parce que cette évaluation intermédiaire ne se fait pas cliniquement et deuxièmement pour limiter le nombre de mesure à effectuer.

- Un test est rarement utilisé seul et le diagnostic ostéopathique se fait à l'aide de plusieurs tests.

  Ces tests doivent répondrent à différentes classes comme le décrit Dinnar U (1980). Dans le cadre de l'étude, seuls des tests de Classe II, de Classe IV ont été utilisés pour justifier l'utilisation du test de Downing pris comme test de Classe V.

  En clinique, le test ne serait pas utilisé sous les mêmes conditions du moment que les cliniciens basent leur diagnostic sur les résultats de tests appartenant à toutes les Classes.

- Ce phénomène est accentué par le fait qu'un clinicien juge un test de Downing positif ou négatif également en fonction de la qualité de son geste.

  Notre étude a tenu compte de ce facteur dans le sens où un examinateur jugeant son test de mauvaise qualité se devait, sans avoir vu les résultats, de refaire la manœuvre.

  Toutefois, il se peut qu'empiriquement, les cliniciens utilisant ce test, juge également la qualité de l'arrêt, la résistance liée au mouvement et d'autres informations d'ordre qualitatif pour interpréter leur résultat.

  Notre étude s'est uniquement occupée de la valeur quantitative. Nous n'excluons donc pas que ce test puisse se justifier cliniquement en se fondant sur d'autres caractéristiques même si ceux-ci ne sont pas mentionnés dans les descriptions du test.

- Les manœuvres ont été effectuées dans le cadre d'une étude méthodologique et non pas dans un contexte clinique.

  Les biais connus sont :

  1- la tendance des examinateurs à effectuer les tests de manière plus fiable dans le cadre d'une étude qu'en clinique,

  2- la répétition des tests dans le cadre de l'étude(CF chapitre 9.2.5),

  3- les contraintes éthiques et méthodologiques liées à l'étude (Portney LG et Watkins MP, 2000).

  Le rôle que pourrait jouer ces facteurs dans les résultats est discuté dans les autres sous-chapitres.

10.2.4 LE CHOIX DES APPAREILS DE MESURE

Notre choix d'utiliser un mètre souple, un pied à coulisse et une table à pieds à coulisse s'est fait principalement parce que ces méthodes permettraient d'avoir une idée plus ou moins objective des effets de la manœuvre en utilisant des appareils peu coûteux, sans risque pour les sujets et maniables par l'ensemble des examinateurs.

La plupart des chiffres que nous citons comme résultats est issu des mesures effectuées par le pied à coulisse. Celle-ci correspond à l'évaluation clinique utilisée empiriquement en comparant la hauteur relative des malléoles ou le trait que l'examinateur aurait effectué au niveau des mollets. Les autres mesures ont comme but de nous aider à pouvoir interpréter les résultats des mesures effectuées par pied à coulisse.

Le choix de l'ordre de prise des mesures n'a pas été fait au hasard. En effet, nous avons considéré que chaque déplacement des membres inférieurs (MI) constituait un biais potentiel de changement de rapport des MI. L'utilisation du mètre souple ne nécessite aucun déplacement, c'est pour cette raison que nous avons effectué en premier temps cette mesure. L'utilisation du pied à coulisse nécessite le rapprochement des MI pour que les mollets entrent en contact.

Malgré le fait que les examinateurs aient reçu l'instruction de déplacer les deux membres médialement en respectant l'alignement des membres inférieurs, il se peut que ce geste aie un effet indésirable. Cet effet serait toutefois également présent lors de l'utilisation clinique du test. Finalement, la table à pieds à coulisse est utilisée en dernier car elle comporte le risque optimale d'introduire une modification des rapports des membres inférieure (CF explications qui suivent).

Nous proposons de citer quelques phénomènes qui pourraient intervenir dans les résultats.

- La marge d'erreur des appareils de mesure est faible et vient principalement des erreurs de lecture.

  L'instrument qui présente le plus de risque d'erreur est apparemment le mètre souple. La table à pieds à coulisse présente une erreur fixe de 0.3mm. Etant donné que nous ne prenons en considération que la différence entre les mesures avant et après les manœuvres, cette erreur n'influence pas les résultats. La fiabilité de ce type d'instrument est habituellement considérée comme très bonne.

- Les déplacements cutanés des points sur les EIAS sont importants dans le sens céphalo-caudale.

  Nous avons donc demandé aux sujets de veiller à toujours dégager ces points en baissant leur sous-vêtement de la même manière.

  Le tonus des muscles du ventre et de la face antérieure des cuisses pourrait influencer de manière importante la position des points de marquage sur les EIAS.

  Malgré nos précautions, nous ne pouvons pas considérer que ces points correspondent toujours aux EIAS. Ceci pourrait éventuellement expliquer le fait que la longueur relative initiale des membres inférieurs ne soit pas la même entre les deux journées de mesure.

  Toute interprétation des mesures effectuées par cette méthode de mesure doit donc être faite avec précaution.

- Un sujet présentait une varisation des genoux et ne pouvait pas avoir un contact direct entre les mollets.

  Ceci nous obligeait à estimer la projection d'un trait sur l'autre mollet pour évaluer la distance qui séparait les deux traits de référence. Ceci pourrait comprendre une légère marge d'erreur si l'examinateur ne fait pas cette projection perpendiculairement au segment jambier.

- Comme nous l'avons déjà mentionné, les mesures effectuées par la table à pieds à coulisse nous oblige à positionner la tibio-tarsienne à 90°.

  Cette mobilisation entraîne un changement de rapport des traits de référence au niveau des mollets en diminuant l'éventuelle différence qui existait. Ce phénomène a lieu lorsque la cheville est mobilisée activement ou passivement.

  Nous supposons que l'amplitude de ce phénomène dépendrait de plusieurs facteurs :

  1- le tonus des chaînes musculaires postérieures et antérieures,

  2- l'amplitude initiale du déplacement,

  3- le degré de participation du patient lors de la flexion,

  4- le coefficient de frottement du membre inférieur avec la table.

  Ce phénomène rend difficile l'interprétation des résultats mesurés par pied à coulisse.

10.2.5 LA RÉCOLTE DES DONNÉES

Nous avons identifié plusieurs biais lors de la récolte qui pourraient avoir une influence sur les résultats.

- Les erreurs de transcription qui ont été détectées concernent surtout les mesures avec le mètre souple.

  Les examinateurs ont tendance à se tromper dans la lecture des centimètres. Ces erreurs ne devraient pas trop intervenir sur nos conclusions qui découlent davantage des mesures effectuées par le pied à coulisse.

- La répétition des mesures pourrait avoir une influence par deux phénomènes :

  1- l'assouplissement des sujets,

  2- l'apprentissage de l'examinateur.

  Pour cette raison, nous avons décidé d'effectuer préalablement une fois le test de Downing par membre et par sujet avant de récolter les données. Nous avons aussi évalué statistiquement ce phénomène.

  La répétition des mesures pourrait avoir un effet lors des manœuvres de raccourcissement du côté gauche de la phase 1 de l'étude.

  Nous supposons que cet effet soit dû à un phénomène similaire à celui d'un assouplissement (CF explications chapitre résultats).

  Etrangement, ce phénomène aurait une action sur au moins deux jours vu que lors de la deuxième journée de mesure nous n'avons pas pu mettre en évidence de manière significative un effet de la répétition des mesures.

- Certains patients ont relevé l'apparition d'une gêne plus importante lors de la deuxième phase que lors de la première.

  Lors de la deuxième phase, nous n'avons pas pu effectuer la manœuvre de Wilson Barlow pour deux séries de mesures chez un des sujets. Ce dernier point ne devrait pas trop influencer les résultats alors que le premier pourrait provoquer des changements chez les patients (positions antalgiques, modification du tonus musculaire, etc.).

- Le fait qu'un investigateur puisse prendre connaissance des résultats d'un autre test aurait pu constituer un biais.

  En effet lors de la première phase l'examinateur pourrait se souvenir des résultats. Lors de la deuxième phase, deux examinateurs ont réalisé simultanément leur test ce qui leur permettrait théoriquement de prendre connaissance des résultats d'un autre examinateur sur un autre sujet.

  Plusieurs raisons nous laissent croire que ce biais n'a pas eu lieu :

  1- les mesures sont quantitatives et non pas qualitatives, donc moins subjectives. Elles ne permettent pas à l'examinateur d'être influencer par un autre résultat mis à part dans la subjectivité d'arrondir au millimètre près (sauf pour le pied à coulisse qui donne un résultat au 10ème de millimètre),

2- vu le nombre de mesures effectuées et l'ordre aléatoire de passage des sujets, il est très difficile de se souvenir des résultats,

3- lors de la deuxième phase, les examinateurs n'effectuaient pas les mêmes mesures en même temps et n'avaient pas le temps de se concentrer sur ce qui était dit par l'autre examinateur,

4- selon les directives, les examinateurs ne commentaient jamais leur résultats.

Quoi qu'il en soit, cet éventuel biais aurait comme effet d'améliorer la reproductibilité et n'influence donc pas notre conclusion.

10.2.6 LES RÉSULTATS

Certains résultats nous ont interpellés et ont levé des critiques qui n'ont pas été mentionnées jusqu'à présent.

- Les traits de référence sur les mollets semblent conserver un rapport plus ou moins constant entre les mesures de la première phase mis à part pour le sujet 4 qui présente une hyperlaxité.

  Cette observation pourrait justifier le fait que nous n'ayons pas repris la position relative entre les deux manœuvres.

  Cette observation n'est toutefois pas valable pour les mesures prises avec la table à pieds à coulisse ou par la position relative des membres inférieurs évaluée par mètre souple.

  Nous supposons que ces paramètres dépendent plus de la position initiale du bassin.

- L'analyse sujet par sujet (pied à coulisse), lors de la phase 1, montre qu'il existe bel et bien une tendance à présenter une différence entre les sujets et que notre échantillon paraît être constitué d'individus ayant des caractéristiques différentes.

  Ceci est important car le calcul du coefficient de corrélation intraclasse a un sens clinique à partir du moment où la variance entre les individus testés lors de l'étude correspond à la variance des individus testés en clinique.

  Ces résultats nous laissent croire qu'à priori ceci devrait être le cas. L'extrapolation de nos résultats à la population cible n'est donc pas limitée par ce phénomène.

- Il n'existe pas vraiment de différence apparente de variance ou de moyenne entre le côté gauche et droit chez chaque sujet mis à part pour le sujet 1 lors de la manœuvre d'allongement, le sujet 3 et 4 lors de la manœuvre de raccourcissement et le sujet 5 lors de la manœuvre d'allongement.

  Le nombre réduit de mesures (six) et l'importance des intervalles de certitude qui s'en suit rend difficile l'interprétation de ces résultats. On peut éventuellement émettre l'hypothèse que ces sujets présenteraient une différence de capacité de leur membre à effectuer un allongement ou un raccourcissement fonctionnels.

- Lors de la phase 1, on a pu mettre en évidence un phénomène de latéralisation des effets moyens entre la gauche et la droite lors de la manœuvre de raccourcissement. On a également identifié un phénomène lié à la répétition de mesures lors de la même manœuvre.

  Apparemment, les deux phénomènes seraient liés et il existerait un phénomène d'assouplissement du côté gauche lors des deux premières séries de mesure lors de la phase 1.

  Il est toutefois difficile de savoir si ceci est lié à une forme d'apprentissage chez le testeur ou s'il existe un phénomène d'assouplissement.

  Nous supposons, pour plusieurs raisons, qu'il s'agit bel et bien d'un phénomène d'assouplissement car :

  1- les sujets n'ont pas remarqué de différence entre les manœuvres,
  2- l'examinateur est familier avec la méthodologie vu qu'il a participé à une autre étude suivant une méthodologie similaire (Vaucher P et al., 2002),
  3- les examens ont été faits dans un ordre aléatoire ce qui fait que certains sujets se sont vu testé pour une troisième fois leur sacro-iliaque lors de la 19ème mesure et d'autres à la 44ème.

  Il s'en suit que nous devons prendre nos précautions dans l'interprétation de l'ICC en tenant compte uniquement des 4 dernières mesures.

- L'analyse des corrélations entre les différentes méthodes de mesure nous laisse supposer, que lors des manœuvres, il y a bel et bien un changement de position du bassin.

- Le fait que nous n'ayons trouvé aucune corrélation entre les mesures effectuées sur le même membre par pied à coulisse lors de la manœuvre d'allongement avec les autres mesures nous laisse dubitatifs sur l'interprétation clinique du test.

  En effet, notre constat revient à dire qu'il n'y a pas de rapport entre le potentiel d'allongement et le potentiel de raccourcissement d'un membre inférieur.

  Ce manque de corrélation rendrait douteux la validité du test même s'il s'avérait reproductible.

- Comme nous l'avons vu dans les chapitres qui précèdent, nous avons montré qu'il n'existe pas de différence significative ($p>0.69$) entre les effets des manœuvres sur les sacro-iliaques présentant une douleur à la palpation des sillons et ceux ne présentant pas de douleur.

  Ceci nous permet de douter de la capacité du test de Downing à identifier une restriction de mobilité.

  Toutefois ce constat est à relativiser par le fait qu'il est possible qu'aucun sujet ne présente réellement une restriction de mobilité ilio-sacrée et que l'investigateur n'ait pas assez d'expérience pour effectuer correctement ce test.

  Il est toutefois peut probable que ceci soit le cas.

- La différence entre les coefficients de corrélation interclasse des deux phases peut s'expliquer par plusieurs points :
  1- les examinateurs effectuent de façon différente les manœuvres comme l'ont constaté les sujets alors qu'ils ne l'ont pas remarqué lors de la phase 1,
  2- les 4 examinateurs qui n'ont pas participé à la phase 1 sont moins familiarisés avec le test et ont un peu moins d'expérience clinique,
  3- le test n'étant déjà pas fiable pour un testeur, il paraît logique que d'autres variables liées aux différences entre les testeurs puissent intervenir dans les résultats.

- Finalement, la mauvaise fiabilité intra-testeur de ce test dans les conditions de l'étude tend à montrer que ce test serait sensible aux moindres variations des variables suivantes :
  - position initiale du bassin,
  - la durée de la manœuvre,
  - la position du membre inférieur lors de la manœuvre,
  - la manière de rabattre le membre inférieur après la manœuvre,
  - etc.

10.2.7 LA MÉTHODE STATISTIQUE

L'utilisation de statistique exige certaines caractéristiques tel que la forme de la distribution, l'effectif, l'indépendance des variables.

Malgré toutes les précautions que nous avons prises en analysant systématiquement la distribution et l'égalité des variances, il se peut que certains biais aient été introduits.

Nous citerons :

- Les intervalles de certitude ne correspondent pas statistiquement à la population cible car nous n'avons pas sélectionné notre échantillon de façon aléatoire.

- L'utilisation de l'ICC exige que la variance de l'échantillon soit similaire à celle de la population cible ce que nous ne pouvons pas garantir.

- L'analyse des résultats faite indépendamment du côté testé exige que les variables soient indépendantes ce qui a priori n'était pas le cas.

  En effet la prévalence des douleurs sacro-iliaques est plus importante à droite. Toutefois notre échantillon n'a pas présenté de différence significative entre le côté gauche et le côté droit si nous prenions en considération le phénomène d'assouplissement qui a eu lieu à gauche lors de la manœuvre de raccourcissement.

  Malgré cela nous avons pris la précaution d'analyser l'ICC en tenant compte du côté. Les résultats restent similaires et nous en déduisons que nous n'avons pas introduit de biais en ne tenant pas compte du côté car le test de Downing semble ne pas être fiable sur notre échantillon à la fois du côté gauche et du côté droit.

10.3 SUGGESTIONS POUR RECHERCHES FUTURES

Notre étude nous laisse croire que l'allongement et le raccourcissement fonctionnels des membres inférieurs sont liés à un changement de position du bassin.

En effet, ces changement ne peuvent pas venir d'un mouvement de la sacro-iliaque qui bouge d'au maximum 2-3° (Stuersson B et al., 2000).

Nous suggérons que lors de la phase de mise en tension de la manœuvre d'allongement, les moments en jeu ont tendance à entraîner le bassin en contre-nutation modifiant ainsi l'appui de la tubérosité ischiatique sur la table. Lorsque l'on remet le membre inférieur en position anatomique, les forces de frottement sur la table empêcheraient la tuberosité ischiatique de retrouver sa position initiale et obligerait le bassin à rester en contre-nutation. Ce phénomène serait accompagné d'une latéralisation du bassin du côté de la manœuvre provoqué par les forces passives des structures molles et des muscles (tonus). La variation de longueur des distances entre l'EIAS et la malléole interne aurait alors tendance à diminuer vu que la contre-nutation se traduit par une diminution de la distance entre ces deux points. Ceci est toutefois relatif, car la latéroflexion peut provoquer soit un allongement soit un raccourcissement de la distance entre l'EIAS et la malléole externe en fonction d'où se trouve le centre de rotation de cette latéroflexion (charnière lombo-sacrée ou un point plus haut qui peut être plus ou moins latéralisé en fonction des forces en jeu). Ce rapport dépendrait à la fois du tonus et de la souplesse des structures molles déterminant la latéroflexion et du déplacement initiale de la tubérosité ischiatique. Lors de la manœuvre de raccourcissement, le phénomène serait identique mais avec une nutation initiale. Ce modèle théorique mériterait d'être vérifié.

De même il serait intéressant d'étudier le lien entre les dysfonctions sacro-iliaques et le rôle de la charnière lombo-sacré. L'étude de Galm E et al. (1998) montre déjà qu'il existe une association au point de vu clinique. Il serait intéressant d'étudier plus spécifiquement la capacité des sujets présentant un syndrome sacro-iliaque à effectuer des mouvements du bassin.

Il est possible que le test de Downing puisse être fiable lorsque l'on évalue la capacité d'allongement et la capacité de raccourcissement sur plusieurs mesures. Nous émettons toutefois des doutes sur la validité de cette procédure vu les résultats de notre étude. D'autre part ceci rendrait difficilement applicable ce test en clinique car on devrait effectuer 24 manœuvres par patients.

Notre étude ne permettant pas de nous exprimer sur la fiabilité de la première partie du test de Downing, il serait judicieux d'également effectuer une étude pour éventuellement justifier son utilisation clinique. Il serait judicieux de choisir des cliniciens expérimentés comme investigateurs.

Il nous semble toutefois plus approprié d'orienter les recherches vers l'évaluation globale du bassin dans le syndrome sacro-iliaque et d'essayer d'étudier l'implication des structures molles dans cette symptomatologie. Cette approche est justifiée par plusieurs études (Cibulka MT, 2002, Suter E, 1999 ; Cibulka MT et al., 1998 ; Pap A et al., 1987 ; Galm E et al., 1998). Nous pensons que cette approche risque d'être plus appropriée que celles qui visent à chercher une limitation de mobilité de la sacro-iliaque. Nous suggérons éventuellement d'étudier par électromyogramme la modification du tonus des muscles fessiers, pyramidaux ou de la masse commune avant et après traitement ostéopathique. Il serait également intéressant d'évaluer les changements des symptômes de la région après un traitement ostéopathique.

10.4 IMPLICATIONS CLINIQUES

La mise en évidence de la fiabilité d'un test permet de pouvoir se fier au résultat d'un seul test dans la clinique (Portney LG et Watkins MP, 2000). Notre étude montre que ceci s'avère apparemment difficile si l'on utilise le test tel qu'il est classiquement décrit.

Les études qui ont été faites jusqu'à maintenant ne justifient pas l'utilisation du test de Downing tel qu'il est enseigné. Il devient de plus en plus douteux que ce test puisse donner une information fiable sur l'état de l'articulation sacro-iliaque si l'on interprète les résultats uniquement sur la capacité d'allongement ou de raccourcissement liée aux manœuvres de ce test.

Nous avons l'impression que le niveau d'expérience de l'examinateur pourrait jouer un rôle mais qu'il est peu probable que même un praticien avec beaucoup d'expérience peut effectuer ce test de manière suffisamment fiable pour avoir un intérêt clinique.

La validité de ce test est également remise en doute par notre étude car l'interprétation des résultats telle qu'elle est enseignée ne semble pas être applicable sur des patients symptomatiques.

L'enseignement de ce test, lors de la formation de base, pour permettre aux étudiants d'évaluer l'articulation sacro-iliaque, est difficilement justifiable car notre étude montre que ce test n'est pas interprétable pour des praticiens ayant moins de 7ans de pratiques derrière eux.

La subjectivité des tests utilisés en ostéopathie demande aux praticiens de baser leur raisonnement clinique sur des modèles tels que celui proposé par Dinnar U (1980). Il n'est pas exclu que le test de Downing puisse alors apporter des informations pour orienter son diagnostic.

11 CONCLUSION

Malgré les efforts de la recherche à mettre en évidence un test de mobilité reproductible pour identifier une dysfonction sacro-iliaque, nous constatons qu'à ce jour nous n'avons toujours aucun test sur lequel non puissions compter pour poser un diagnostic.

Notre étude, qui cherchait à évaluer le test de Downing, ou test d'allongement raccourcissement, confirme les résultats de deux autres études sur le sujet (Bowman C et Gribble R, 1995 ; Djabaku FM et Solano R, 1990). En effet, nous avons cherché à savoir si le test de Downing présente une fiabilité intra ou inter-testeur avec un ICC d'au moins 0.75 lorsqu'il est effectuer par des ostéopathes qualifiés sur des sujets présentant une sacralgie. L'hypothèse a été rejetée avec un risque de deuxième espèce de moins de 5%.

Nous avons également remis en doute la validité de ce test en montrant qu'il n'existe aucune corrélation significative entre le potentiel d'allongement et le potentiel de raccourcissement et en montrant que la présence ou non d'une douleur à la sacro-iliaque ne semblait pas influencer les résultats du test.

Les conditions de notre étude nous permettent de généraliser notre constat et de remettre en doute l'utilisation clinique de ce test pour identifier une restriction de mobilité sacro-iliaque.

Ceci ne met toutefois pas en doute l'intérêt que porte les thérapies manuelles pour cette articulation ni l'éventuelle efficacité de leur traitement. Nous pensons qu'il serait judicieux d'orienter la recherche vers l'étude des structures molles de la région plutôt que d'investiguer l'amplitude de mouvement de l'articulation sacro-iliaque.

12 RÉFÉRENCES

- Ancelle T, 2002, Statistique, Epidémiologie, Collection "sciences fondamentales", Maloine, Paris, p.59-67
- Andersson GB, 1999, Epidemiological features of chronic low-back pain, Lancet, 14; 354(9178): p.581-5
- Ashmore E, 1915, Osteopathic mechanics, Journal Printing Co, Kirksville, Missouri
- Augros C, Rey Lescure A, Solère R, 2001, Une théorie moderne et scientifique sur la sacro-iliaque: Le Downing, un test qualitative des lésions fonctionnelles de la sacro-iliaque, mémoire de fin d'étude pour l'obtention du titre de D.O. de rééquilibration fonctionnelle, Ecole Rey Lescure, Vevey
- Beal MC, 1982, The sacroiliac problem : Review of anatomy, mechanics, and diagnosis. J Am Osteopath Assoc, (81) 667-79.
- Bellamy N, Park W, Rooney PJ, 1983, What do we know about the sacroiliac joint? Semin Arthritis Rheum, 12(3): p.282-313
- Bemis T, Daniel M, 1987, Validation of the long sitting test on subjects with iliosacral dysfunction. J Orthop Sports Phys Ther, 8: p.124-133
- Bernard TN, 1997, The role of the sacroiliac joints in low back pain : basic aspects of physiopathology, and management, In : Vleeming A, Mooney V, Dorman T, Snijders CJ, Stockart R, eds, Movement, stability and low back pain, Churchill Livingston, UK, p. 73-88
- Bernard TN, Cassidy JD, 1997, The sacroiliac joint syndrome, pathophysiology, diagnosis and management, In Frymoyer JW (Ed.), The Adult Spine: Principles and Practice, 2nd ed., Raven Press, New York, p.2343-2366
- Bernard TN, Kirkaldy-Willis WH, 1987, Recognizing specific characteristics of non-specific low back pain, Clin Orthop, 217: p.266-280
- Blower DW, Griffin AJ, 1984, Clinical sacroiliac tests in ankylosing spondylitis and other causes of low back pain, Ann Rheum Dis, 43(2): p.192-195
- Borenstein DG, 2000, Epidemiology, aetiology, diagnostic evaluation, and treatment of low back pain. Curr Opin Rheumatol., 12(2):143-9.
- Bourdillon JF, Day E, 1987, Spinal manipulation, 4th edition, Heinemann, p.70
- Bowen V, Cassidy JD, 1981, Macroscopic anatomy of the sacroiliac joint from embryonic life until the eighth decade, Spine, 6: p.620-628
- Bowman C, Gribble R, 1995, The value of the forward flexion test and three tests of leg length changes in the clinical assessment of movement of the sacroiliac joint. J Orth Med. 172: 66-67
- Breen A, 1992, The reliability of palpation and other diagnostic methods. J Manipulative Physiol Ther, 15: p.54-56
- Broadhurst NA, Bond MJ, 1998, Pain provocation tests for the assessment of sacroiliac joint dysfunction. J Spinal Disord, 11(4):341-5.
- Brook R, 1924, Sacroiliac joint, J Anat, 58 : p.299-305
- Busquet L, 1993, Les chaînes musculaires Tome III, la pubalgie, 2ème édition, Edition Frison Roche, p.164-169
- Busquet L, 1995, Les chaînes musculaires Tome IV, Membres inférieurs, Edition Frison Roche, p.53-57
- Buyruk HM, Stam HJ, Snijders CJ, Vleeming A, Lameris JS, Holland WP, 1995a, The use of colour Doppler imaging for the assessment of sacroiliac joint stiffness: a study on embalmed human pelvises, Eur J Radiol, 15;21(2), p.112-6
- Buyruk HM, Snijders CJ, Vleeming A, Lameris JS, Holland WP, Stam HJ, 1995b, The measurements of sacroiliac joint stiffness with colour Doppler imaging: a study on healthy subjects, Eur J Radiol, 15;21(2), p.117-21.
- Calvillo O, Skaribas I, Turnipseed J, 2000, Anatomy and pathophysiology of the sacroiliac joint. Curr Rev Pain, 4(5):356-61
- Carmichael JP, 1987, Inter- and intra-examiner reliability of palpation for sacroiliac joint dysfunction, J Manipulative Physiol Ther, 1987, 10(4): p.164-71
- Chamberlain WE, 1930, The symphysis pubis in the roentgen examination of the sacroiliac joint, American Journal of Roentgenology and Radium Therapy, 24: p.621-625

- Christ B, Günther J, Frölich E, Huang R, Flöel H, 2001, Morphologische Grundlage des Sellschen Irritationspunktes für Iliosakralgelenk, Manuelle Medizin, 39: p.241-245
- Cibulka MT, 2001, Clinical diagnosis of sacroiliac joint dysfunction. Phys Ther, (10): p.1731-3
- Cibulka MT, 2002, Understanding sacroiliac joint movement as a guide to the management of a patient with unilateral low back pain, Man Ther, 7(4): p.215-221
- Cibulka MT, Koldehoff R, 1999, Clinical usefulness of a cluster of sacroiliac joint tests in patients with and without low back pain. J Orthop Sports Phys Ther ; 29(2): p.83-9; discussion 90-2
- Cibulka MT, Sinacore DR, Cromer GS, Delitto A, 1998, Unilateral hip rotation range of motion asymmetry in patients with sacroiliac joint regional pain, Spine, 1;23(9): p.1009-15
- Colachis SC, Worden RE, Bechtol CO, Strohm BR, 1963, Movement of the sacroiliac joint in the adult male, a preliminary report, Archive of Physical Medicine and Rehabilitation, 44: p.490-498
- Dejung B, 1985, Iliosacralgelenksblockierungen, Eine Verlauf Studie, Manuelle Medezin, 23: p.109-115
- Dijkstra PF, Vleeming A, Stoeckart R, 1989, Complex motion tomography of the sacroiliac joint, ROFO, 6: p.635-642
- Dinnar U, 1980, Classification of diagnostic tests used with osteopathic manipulation, JAOA, 79: p.451-455
- Djabaku FM, Solano R, 1990, Contribution à l'exploration de la sacro-iliaque, analyse statistique du test d'allongement-racourcissement des membres inférieurs, Collège Ostéopathique W.G. Sutherland, thèse 95.266
- DonTigny RL, 1985, Function and pathomechanics of the sacroiliac joint. A review. Phys Ther, 65(1): p.35-44
- Downing CH, 1935, Osteopathic Principles in Disease., Edition: Ricardo J.Orozco, p.221-225.
- Dreyfuss P, Dreyer S, Griffin J, Hoffman J, Walsh N, 1994, Positive sacroiliac screening tests in asymptomatic adults, Spine, 19(10): p.1138-1143
- Dreyfuss P, Michaelsen M, Pauza K, McLarty J, Bogduk N, 1996, The value of medical history and physical examination in diagnosing sacroiliac joint pain, Spine, 21(22):2594-602.
- Egund N, Olsson TH, Schmid H, Selvik G, 1978, Movements in the sacroiliac joints demonstrated with roentgen stereophotogrammetry. Acta Radiol Diagn (Stockh), 19(5):833-46
- Fantoni G, 2003, Corrélation entre la douleur à la palpation de l'articulation sacro-iliaque, le motif de consultation et les résultats du test de flexion debout ou assis, Travail de recherche pour l'obtention de son diplôme, Ecole Suisse d'Ostéopathie
- Farabeuf LH, 1894, Sur l'anatomie et la physiologie des articulations sacro-iliaques avant et après la symphyséotomie, Ann Gynec Obstet, 41: p.407-420
- Fortin JD, Falco FJ, 1997, The Fortin finger test: an indicator of sacroiliac pain. Am J Orthop. 26(7):477-80.
- Fortin J, Aprill CN, Ponthieux RT, Pier J, 1994a, Sacroiliac joint: Pain referral maps upon applying a new injection / arthrography technique. Part I: Asymptomatic volunteers, Spine, 19: p.1475-1482
- Fortin J, Aprill CN, Ponthieux RT, Pier J, 1994b, Sacroiliac joint: Pain referral maps upon applying a new injection / arthrography technique. Part II: Clinical evaluation, Spine, 19: p.1483-1489
- Freburger JK, Riddle DL, 1999, Measurement of sacroiliac joint dysfunction: a multicenter intertester reliability study. Phys Ther. 79(12):1134-41.
- Freburger JK, Riddle DL, 2001, Using published evidence to guide the examination of the sacroiliac joint region, Phys Ther; 81(5): p.1135-1143
- Frigerio NA, Stowe RR, Howe JW, 1974, Movement of the sacroiliac joint. Clin Orthop, 100(0):370-7
- Fukui S, Nosaka S, 2002, Pain patterns originating from sacroiliac joints, J Anesth, 16: p.245 -247
- Galm E, Fröhling M, Rittmeister M, Schmitt E, 1998, Sacroiliac joint dysfunction in patients with imaging-proven lumbar disc herniation, Eur Spine J, 7: p.450-453
- Gray H, 1938, Sacroiliac joint pain, Int Clin, 2: p.54
- Greenman PE, 1996, Principles of manual medicine, second edition, Williams and Wilkins, Pennsylvania, p.305-330.
- Grieve EFJ, 1983, Mechanical dysfunction of the sacroiliac joint, International Rehabilitation Medicine, 5: p.46-52
- Grieve GP, 1976, The sacroiliac joint, Physiotherapy, 62, p.384-400
- Grob KR, Neuhuber WL, Kissling RO, 1995, Die Innervation des Sacroiliacalgelenkes beim Menschen. Z Rheumatol. 54(2): p.117-22

- Harrisson DE, Harrison DD, Troyanovich SJ, 1997, The sacroiliac joint: a review of anatomy and biomechanics with clinical implications, J Man Phys Ther, 20(9): p.607-617
- Heinking K, Johns JM, Kappler RE, 1997, Pelvis and sacrum In, Ward RC, Foundations for Osteopathic Medicine, Williams & Wilkins, Pennsylvania, p.601-622
- Herzog W, Read LJ, Conway PJ, Shaw LD, McEwen MC, 1989, Reliability of motion palpation procedures to detect sacroiliac joint fixations. J Manipulative Physiol Ther, 12(2): p.86-92
- Hesch J, 1996, Evaluating sacroiliac joint play with spring tests, J Ob/gyn PT, 20:3, p. 4-7
- Hogan QH, Abram SE, 1997, Neural blockade for diagnosis and prognosis: a review, Anasthesiology, 86: p.216-241
- Humphreys K, 1990, Back pain syndromes- a chiropractic perspective, In: Fairbank JCT, Pynsent PB, Back Pain classification of syndromes, Manchester University Press, p. 73-81
- Jaeschke R, Guyatt G, Sakett DL, 1994a, Users guides to the medical literature. III How to use an article about a diagnostic test. A. Are the results of the study valid? Journal of the American Medical Association, 271(5): p.289-391
- Jaeschke R, Guyatt G, Sakett DL, 1994b, Users guides to the medical literature. III How to use an article about a diagnostic test. B. What are the results and will they help me in caring for my patients. Journal of the American Medical Association, 271(9): p.703-707
- Jung J, 2001, A Study to Evaluate the Prognostic validity of Three Clinical Tests Serving as an Indicator of Dysfunction of the Sacroiliac Joint and Low Back Pain, Wiener Schule für Osteopathie
- Kapandji IA, 1974, The physiology of the joints, Part III, New York, Churchill-Livingston, Inc.
- Kelsey JL, 1980, White III AA. Epidemiology and impact of low back pain, Spine, 5: p.133-142
- Kim LYS, 1984, Pelvic torsion: a common cause of low back pain, Orthopedic Review, 13(4): p.206-211
- Kokmeyer DJ, Van der Wurff P, Aufdemkampe G, Fickenscher TC, 2002, The reliability of multitest regimens with sacroiliac pain provocation tests, J Manipulative Physiol Ther; 25(1):42-8.
- Korr IM, 1947, The neural basis of the osteopathic lesion, JAOA, 47: p191-198
- Korr IM, 1997, An explication of Osteopathic principles, In, Ward RC, Foundations for Osteopathic Medicine, Williams & Wilkins, Pennsylvania, p.7-12
- Kuchera WA, Kuchera ML, 1992, Osteopathic Principles in Practice, revised second edition, Original Works, Columbus, 1992, p. 499-512
- Landis RJ, Koch GG, 1977, The measurement of observer agreement for categorical data, Biometrics, 33 : p.159-174
- Laslett M, 1998, Letter to the editor, Spine, 23(8) : p.962-963
- Laslett M, Williams M, 1994, The reliability of selected provocation tests for sacroiliac joint pathology. Spine, (19)11, p.1243-9.
- Latarjet A, 1928, Arthrologie, Dans : Testut L, Traité d'anatomie humaine, Tome 1, Paris, Doin
- Le Corre F, Rageot E, 2001, Atlas pratique de médecine manuelle ostéopathique, Masson, Paris, p.133-153
- Levangie PK, 1999, Four clinical tests of sacroiliac joint dysfunction: the association of test results with innominate torsion among patients with and without low back pain. Phys Ther, 79(11):1043-57.
- Lusskin H, Sonnenschein H, 1927, Low back sprain, the sacroiliac syndrome, Am J Surg, 3: p.534
- Magoon HI, 1966, Osteopathy In The Cranial Field, 2nd Edition, Journal Printing Company, Kirksville
- Maigne JY, Aivaliklis A, Pfefer F, 1996, Results of sacroiliac double block and value of sacroiliac pain provocation test in 54 patients with low back pain, Spine, 21(16): p.1889-1892
- Maigne R, 1989, Diagnostic et traitement des douleurs communes d'origine rachidienne, Expansion Scientifique Française, Paris, p.59-62 et p.98-99 et p.492-500
- McCombe PF, Fairbank JCT, Cockersole BC, Pynsent PB, 1989, Reproductibity of physical signs in low-back pain, Spine, 14(9): p.908-918
- Mennell J, 1952, The science and art of joint manipulation, In: The spinal column, Vol II, Blakiston Co, Philadelphia
- Meyer GH, 1878, Der Mechanismus der Symphysis sacro-iliaca, Arch Anat Physiol, 1: p.1
- Meijne W, van Neerbos K, Aufdemkampe G, van der Wurff P, 1999, Intraexaminer and interexaminer reliability of the Gillet test, J Manipulative Physiol Ther; 25(1): p.42-8
- Mitchell FL, 1970, Roentgenographic measurement of sacroiliac respiratory movement, JOAO, 69: p.81-82

- Mitchell FL, Moran PS, Pruzzo NA, 1979, An evaluation and treatment manual of osteopathic muscle energy technique procedures. Mitchell, Moran, and Pruzzo, Associates. Valley Park. p144-147 & p207-225
- Mooney V. 1996, Evaluation and treatment of sacroiliac dysfunction, In: The Lumbar Spine. SW Wiesel, JN Weinstein, HN Herkowitz, J Dvorak, GR Bell,: WB Saunders, Philiadelphia, p 559-69
- O'Haire C, Gibbons P, 2000, Inter-examiner and intra-examiner agreement for assessing sacroiliac anatomical landmarks using palpation and observation: pilot study, Man Ther, 5(1): 13-20
- Oldreive WL, 1995, A critical review of the literature on tests of the sacroiliac joint, J Man Manip Ther, 4: p.157-161
- Oldreive WL, 1996, A critical review of the literature on the anatomy and biomechanics of the sacroiliac joint, J Man Manip Ther, 1996, 4: p.157-165
- Oldreive WL, 1998, A classification of, and a critical review of the literature on, syndromes of the sacroiliac joint, J Man Manip Ther, 6: p.24-30
- Ostgaard HC, Zetherström, Roos-Hansson E, Svansberg B, 1992, The posterior pelvic pain provocation test in pregnant women. In: Vleeming A, Mooney V, Snijders C, Dorman T, eds. Proceedings First Interdisciplinary World Congress on Low Back Pain and its Relation to the Sacroiliac Joint, San Diego
- Pap A, Maager M, Kolarz G, 1987, Functional impairment of the sacroiliac joint after total hip replacement, Int Rehabil Med, 8(4): p.145-7
- Patterson MM, Wurster RD, 1997, Neurophysiologic System: Integration and Disintegration, In, Ward RC, Foundations for Osteopathic Medicine, Williams & Wilkins, Pennsylvania, p.137-151
- Pescioli A, Kool J, 1997, Die Zuverlassigkeit Klinischer Iliosakralgelenktests, Manuelle Therapie, 1(1): p.11-17
- Portney LG, Watkins MP. 2000, Foundation of clinical research, applications to practice, Second Edition, Prentice Hall Health, 26: 557-586
- Posth M, 1897-1898, Le sacrum, Thèse, Paris, Université de Paris
- Potter NA, Rothstein JM, 1985, Intertester reliability for selected clinical tests of the sacroiliac joint. Phys Ther;65(11):1671-5.
- Rantanen P, Airaksinen JM, 1985, Poor agreement between so-called sacroiliac joint tests in ankylosing spondilitis patients. J Man Med, 4, p.62-64
- Reid MC, Lachs MS, Feinstein AR, 1995, Methodological standards in diagnostic test research. Getting better but still not good, Jounal American Medical Association, 278(8): p.645-651
- Richard R, 2000, Lésions ostéopathiques iliaques : physiopathologie et techniques de normalisation, Editions Frison-Roche, 3ème édition, Paris
- Riddle DL, Freburger JK, 2002, Evaluation of the presence of Sacroiliac Joint Region Dysfunction using a combination of tests: a multicenter intertester reliability study, Phys Ther; 82(8): p.772-781
- Russel AS, Maksymovich W, Le Clerq S, 1981, Clinical examination of the sacroiliac joints: a prospective study, Arth Rheum, 24: p.1575-1577
- Schneider W, Dvorjak J, Dvorjak V, Tritschler T, 1988, Médecine manuelle, Thérapeutique, Masson, Paris, p.1-16 & p.71-81
- Schwartz D, 1996, Méthodes statistiques à l'usage des médecins et des biologistes, 4ème Edition et 4ème tirage, Flammarion Médecine-Science, Paris, p.293
- Schwarzer AC, Aprill CN, Bogduk N, 1995, The sacroiliac joint in chronic low back pain, Spine, 20: p.31-37
- Schochat T, Jäckel WH, 1998, Rückenschmerzen aus epidemiologischer Sicht, Manuelle Medizin, 36: p.48-64
- Shrout PE, Fleiss JL. 1979. Intraclass correlation: uses in assessing rater reliability. Psychol Bull. 86: 420-28
- Slipman CW, Jackson HB, Lipetz JS, Chan KT, Lenrow D, Vresilovic EJ, 2000a, Sacroiliac joint pain referral zones. Arch Phys Med Rehabil; 81(3): p.334-8
- Slipman CW, Patel RK, Shin C, Braverman D, Lenrow D, 2000b, Pain Management: Studies probe complexities of sacroiliac joint syndrome, BioMechanics, (4): p.67-78
- Slipman CW, Sterenfeld EB, Chou LH, Herzog R, Vresilovic E, 1998, The predictive value of provocative sacroiliac joint stress manoeuvres in the diagnosis of sacroiliac joint syndrome. Arch Phys Med Rehab; 79: p.288-292
- Smidt GL, McQuade K, Wei SH, Barakatt E, 1995, Sacroiliac kinematics for reciprocal straddle positions. Spine, 20(9): p.1047-54

- Solère R, Rey Lescure A, 1998, Normalisation articulaire, polycopiés de cours 1 à 4, Cours post grade de techniques ostéopathiques, Ecole Rey Lescure, Vevey
- Strender LE, Sjöblom A, Sundell K, Ludwig R, Taube A, 1997, Interexaminer reliability in physical examination of patients with low back pain, Spine, 22(7) : p.814-820
- Sturesson B, Selvik G, Uden A, 1989, Movements of the sacroiliac joints. A roentgen stereophotogrammetric analysis. Spine, 14(2):162-5.
- Sturesson B, Uden A, Vleeming A, 2000, A radiostereometric analysis of movements of the sacroiliac joints during the standing hip flexion test, Spine, 25(3):364-8.
- Suter E, 1999, Decrease in quadriceps inhibition after sacro-iliacal joint manipulation in patients with anterior knee pain. JMPT 22 (3): 149-153
- Tanner J, 1997, Letter to the Editor, Spine, 22(14) : 1673
- Tixa S, Ebenegger B, 2002, Atlas de techniques articulaires ostéopathiques, Tome 1, Membres, Masson, Paris, p.9
- Tixa S, Ebenegger B, 2004, Atlas de techniques articulaires ostéopathiques, Tome 2, Bassin et charnière lombo-sacrée, Masson, Paris
- Travell JG, Simon DG, 1993, Douleurs et troubles fonctionnels myofasciaux, Traité des points-détentes musculaires, Tome 1 : Hémicorps supérieur, Tête, tronc et membre supérieur, éditions Haug
- Trédaniel C, 1992, Principes fondamentaux pour une médecine éthiopathique, 4ème édition, Avenir des Sciences, Paris, p.67-91
- Tullberg T, Blomberg S, Branth B, Johnsson R, 1998, Manipulation does not alter the position of the sacroiliac joint. A roentgenstereophotogrammetric analysis. Spine, 15;23(10), p.1124-8
- van der Wurff P, Hagmejer RH, Meyne W, 2000a, Clinical tests of the sacroiliac joint. A systemic methodological review. Part1: reliability. Man Ther, 5(1): p.30-6
- van der Wurff P, Meyne W, Hagmeijer RH, 2000b, Clinical tests of the sacroiliac joint. A systemic methodological review. Part2: validity , Man Ther, 5(2): p.89-96
- van der Wurff P, Hagmeyer RHM, Kuhlmann P, 1996, Het sacroiliacaal gewricht getest, Nederlands Tijdschrift voor F ysiotherapie, 106(6): 178-184
- Van Duersen LLJM, Patijn J, Ockhuysen AL, Vortman BJ, 1990, The values of some clinical tests of the sacroiliac joint. Manual Medecine, 5: p.96-99
- Vaucher P, Ebenegger B, Rippstein J, 2002, Evaluation de la dysfonction de l'articulation ilio-sacréé : Le test de Downing, Ecole Suisse d'Ostéopathie, protocole 167.02
- Vincent-Smith B, Gibbons P, 1999, Inter-examiner and intra-examiner reliability of the standing flexion test. Man Ther. 4(2):87-93.
- Vleeming A, Stoeckart R, Volkers AC, Snijders CJ, 1990a, Relation between form and function in the sacroiliac joint. Part I: Clinical anatomical aspects, Spine, 15(2): p.130-2
- Vleeming A, Volkers AC, Snijders CJ, Stoeckart R, 1990b, Relation between form and function in the sacroiliac joint. Part II: Biomechanical aspects, Spine, 15(2): p.133-6
- Vleeming A, Van Wingerden JP, Dijkstra PF, Stoeckart R, Snijders CJ, Stijnen T, 1992, Mobility in the sacroiliac joint of the elderly: a kinematic and radiological study, Clinical Biomechanics, 7: p.170-176
- Walker JM, 1992, The sacroiliac joint: a critical review. Phys Ther, 72(12): p.903-16
- Weisl H, 1954a, The articular surface of the sacroiliac joint and their relation to the movement of the sacrum, Acta Anat (Basel), 22: p.1-14
- Weisl H, 1954b, The ligaments of the sacroiliac joint examined with particular reference to their function, Acta Anat (Basel), 20: p.201-213
- Weisl H, 1955, The movement of the sacroiliac joint, Acta Anat, 23: p.80-91
- Wilder DG, Pope MH, Frymoyer JW, 1980, The functional topography of the sacroiliac joint, Spine, 5(6): p.575-9
- Wiles MR, 1980, Reproductibility and inter-examiner correlation of motion palpation findings on the sacroiliac joints. J Can Chiro Ass, 24: p.59-69
- Wood J, 1859, Pelvis, The Cyclopaedia of Anatomy and Physiology, Edited by Todd RB, London, Longman, Green
- Young D, 1995, The Diagnosis of Sacroiliac Sprain: A review, J Am Chiro Assoc, p.55-58